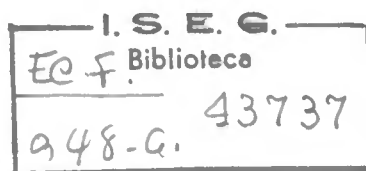


Universidade Técnica de Lisboa
Instituto Superior de Economia e Gestão



Mestrado em Economia Monetária e Financeira



HG 3821
B73
1996

**«Aderência dos Modelos de Taxa de Câmbio
ao Comportamento Recente do Dólar Americano»**

Composição do Júri:

Presidente: Prof. Doutor Mário Patinha Antão

Vogais: Prof. Doutor João Alberto de Sousa Andrade
Prof. Doutor Nuno José Dores Cassola e Barata

Carlos Rafael Santos Branco

Lisboa

Junho de 1996



Aos meus pais.

Pela vida, pelo amor, pelo futuro.

Agradecimentos



Como em tudo na vida, a concretização de um objectivo é pautada por dificuldades, alegrias, frustrações e desafios. A realização desta dissertação não fugiu à regra.

Contudo, os contributos de que fui alvo aligeiraram as dificuldades, reforçaram as alegrias, combateram as frustrações e permitiram uma melhor compreensão dos desafios.

De entre as diversas contribuições, não posso deixar de reconhecer o valioso apoio dispensado pelo Prof. Nuno Cassola, que orientou a dissertação, a par da pronta disponibilidade e interesse que sempre demonstrou.

Gostaria também de expressar os meus agradecimentos aos colegas Rui Constantino, pelo dados que me facultou e que serviram de base às aplicações realizadas e pelas inúmeras sugestões que avançou, e Maria do Rosário Almeida, pelo ânimo e incentivo que caracterizaram os seus conselhos.

Um agradecimento particularmente tocante do ponto de vista pessoal é devido aos meus pais e ao meu irmão, pela forma intensa que viveram todas as etapas e ansiedades deste percurso, assim como pelo conforto e carinho que me dispensaram.

Finalmente, dirijo à Susana uma palavra de ternura muito especial, pelo equilíbrio e ponderação que me soube incutir nas tomadas de decisão mais marcantes, pela confiança e crédito nas minhas capacidades que me «obrigou» a ter sempre presentes, e pela forma sensível, atenta e compreensiva que tem marcado o nosso relacionamento.

«Aderência dos Modelos de Taxa de Câmbio ao Comportamento Recente do Dólar Americano»

Resumo

O objectivo principal da dissertação está ligado à identificação de relações de longo prazo entre as variáveis indicadas pelos pressupostos da abordagem monetarista de determinação da taxa de câmbio e do modelo da taxa de câmbio real natural (NATREX) e posterior verificação da capacidade de aderência à sinalização do comportamento recente do Dólar norte-americano.

Em termos de estrutura, o trabalho foi organizado em duas partes que contemplam, respectivamente, o enquadramento teórico e a aplicação empírica. Na primeira, apresenta-se um breve resumo da literatura afecta à modelização da taxa de câmbio, analisa-se a questão da racionalidade no comportamento dos agentes e caracterizam-se os modelo monetário e NATREX. Na segunda, estão consagradas as aplicações empíricas ao contexto das taxas de câmbio Marco/Dólar e Iene/Dólar. Testa-se a existência de relações de cointegração, modeliza-se a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio e verifica-se a aderência dos resultados ao comportamento do Dólar.

No quadro da aplicação do modelo monetário foi verificada a existência de dois vectores de cointegração para o caso DEM/USD e de um para o caso JPY/USD, enquanto que na aplicação do modelo NATREX foi detectada a existência de três vectores de cointegração. Estes resultados confirmam a validade dos modelos indicados na determinação do equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio.

Finalmente, integraram-se as conclusões anteriores na identificação de ajustamentos que traduzam a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio e que respeitem os pressupostos inerentes à utilização do método dos mínimos quadrados. Na base dos exercícios de previsão fora da amostra realizados, verificaram-se dificuldades de aderência dos modelos monetário e NATREX ao comportamento recente do Dólar.

Palavras-Chave:

Dólar/Modelo Monetário/Modelo NATREX/Cointegração/Dinâmica/Previsão.

«Adhesion of the Exchange Rate Models to the Recent Behaviour of the US Dollar»

Summary

The main purpose of this essay is connected to the identification of the long-run relations among the variables shown by the monetary approach to exchange rate determination and the natural real exchange rate model (NATREX) and further checking of the adhesion capacity to the signalling of the recent behaviour of the US Dollar.

In terms of structure the work has been organised in two parts, each of them contemplating, respectively, the theoretical framing and the empirical application. In the former we present a short summary of the literature related to the modelling of the exchange rate and analyse the matter of the rationality in the behaviour of the agents and, furthermore, feature the monetary and NATREX models. In the latter, we develop the empirical applications in the context of the exchange rates DEM/USD and JPY/USD. We also test the existence of cointegration relations - based on a multivariate cointegration technique -, model the short-run dynamics of the exchange rates and check the adhesion of the results to the behaviour of the US Dollar.

In the scenery of the application of the monetary model the existence of two cointegration vectors has been detected for the case of DEM/USD and one for the case of JPY/USD, while in the application of the NATREX model three cointegration vectors have been detected. These results confirm the validity of models that have been indicated as a long run equilibrium condition of the exchange rate determination.

Finally, we have integrated the previously mentioned conclusions in the identification of adjustments translating the short run dynamics of the exchange rate, which respects the presuppositions involved in the employment of the ordinary least squares estimation method. Based on a out-of-sample forecast exercise, we have verified the difficulties of adhesion of the monetary and NATREX models to the behaviour of the US Dollar in the nineties.

Keywords:

Dollar / Monetary Model / NATREX Model / Cointegration / Dynamics / Forecast

Índice

Introdução	5
 <u>PARTE I- ENQUADRAMENTO TEÓRICO</u>	
1.1- Tipologias de Modelos	7
1.1.1- Modelo Monetário: Preços Flexíveis	8
1.1.2- Modelo Monetário: Preços Rígidos	8
1.1.3- Modelos de Taxa de Câmbio de Equilíbrio	9
1.1.4- Modelos de Equilíbrio de Carteira	10
1.1.5- Modelos do Tipo «News»	11
1.1.6- Modelos do Tipo «Target Zone»	12
 1.2- Modelo Monetário da Taxa de Câmbio	14
1.2.1- Abordagem de Frenkel	17
1.2.2- Modelo de Paridade da Taxa de Juro	17
1.2.3- Expectativas Racionais	18
 1.3- Taxas de Câmbio e Comportamento Racional	21
1.3.1- Bolhas Especulativas	24
1.3.2- Problema Peso	27
1.3.3- Análise Técnica e Cartismo	28
1.3.4- «Surveys», Expectativas e Risco	30
 1.4- Modelo NATREX	32
1.4.1- Estrutura Dinâmica do Modelo	37
1.4.1.1- Aumento da Taxa Social de Preferência pelo Tempo	41
1.4.1.2- Aumento da Eficiência Marginal do Investimento	42
1.4.2- Trajectória da Taxa de Câmbio Real Natural	44
1.4.2.1- Aumento da Taxa Social de Preferência pelo Tempo	45
1.4.2.2- Aumento da Eficiência Marginal do Investimento	47

PARTE II- APLICAÇÃO EMPÍRICA

2.1- Teoria da Cointegração.....	49
2.2- Aplicação ao Modelo Monetário.....	51
2.2.1- Séries Utilizadas	51
2.2.2- Análise das Séries.....	53
2.2.3- Relações de Cointegração.....	59
2.2.4- Modelização da Dinâmica de Curto Prazo da Taxa de Câmbio.....	63
2.2.5- Previsão Fora da Amostra.....	67
2.3- Aplicação ao Modelo NATREX.....	70
2.3.1- Séries Utilizadas.....	72
2.3.2- Análise das Séries.....	74
2.3.3- Relações de Cointegração.....	78
2.3.4- Modelização da Dinâmica de Curto Prazo da Taxa de Câmbio.....	80
2.3.5- Previsão Fora da Amostra.....	83
2.4- Aderência dos Resultados ao Comportamento Recente do Dólar	85
2.4.1- Indicações do Modelo Monetário.....	86
2.4.2- Indicações do Modelo NATREX.....	91
Conclusão.....	96
 Anexos	
Anexo 1.....	98
Anexo 2.....	101
Anexo 3.....	104
Anexo 4.....	108
Anexo 5.....	111
 Bibliografia.....	 113

Introdução

A identificação das variáveis explicativas do comportamento da taxa de câmbio tem sido uma das matérias com maior presença na investigação económica. Em particular, as tentativas de modelização têm merecido especial atenção na literatura afecta ao campo das taxas de cambio.

As propostas avançadas revelaram-se, de um modo geral, inadequadas à interpretação dos acontecimentos que condicionam a evolução dos mercados, verificando-se, contudo, alguns sucessos ao nível da explicação de episódios particulares, que se revelaram desadequados quando submetidos a enquadramentos adversos.

Por consequência, tem sido patente que a aderência das múltiplas propostas ao comportamento passado da taxa de câmbio tem dificultado as crescentes solicitações de determinação dos movimentos futuros.

Alguns autores argumentam que a origem desta insuficiência está direccionada em dois sentidos: Na admissão das hipóteses de paridade dos poderes de compra, de paridade aberta das taxas de juro e de expectativas racionais, no quadro do referencial monetarista. E na centragem da modelização na avaliação da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio.

A evidencia empírica sugere a não verificação das hipóteses de paridade dos poderes de compra e de paridade aberta das taxas de juro e aponta no sentido da existência de factores geradores de ineficiência no processo de formação das expectativas.

Apesar destas dificuldades, a identificação do equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio reactivou o papel do referencial monetarista, salvaguardando o significado da admissão das hipóteses anteriores. O desenvolvimento das técnicas de cointegração veio reforçar este argumento, permitindo detectar a validade e a amplitude dos factores relevantes na determinação do equilíbrio de longo prazo.

Nesta perspectiva, e reconhecendo os obstáculos inerentes à modelização da taxa de câmbio, avança-se em direcção à identificação de relações de longo prazo no contexto dos pressupostos da abordagem monetarista e do modelo da taxa de câmbio real natural (NATREX).

O objectivo principal da dissertação encontra-se ligado à identificação de relações de longo prazo entre as variáveis indicadas pelos pressupostos da abordagem monetarista de determinação da taxa de câmbio e do modelo da taxa de câmbio real natural (NATREX) e posterior verificação da capacidade de aderência à sinalização do comportamento recente do Dólar norte-americano.

Em termos de estrutura, o trabalho foi organizado em duas partes que contemplam, respectivamente, o enquadramento teórico e a aplicação empírica. No primeiro capítulo da parte I é apresentado um breve resumo da literatura afecta à modelização da taxa de câmbio. No capítulo 2, caracteriza-se o modelo monetário, enquanto que o capítulo 3 é consagrado à questão da racionalidade no comportamento dos agentes, aludindo-se a factores como as bolhas especulativas, o problema peso ou o fenómeno «cartista». Finalmente, o capítulo 4 da primeira parte apresenta o modelo NATREX e a avaliação teórica dos impactos resultantes dos aumentos da taxa de preferência social pelo tempo e da eficiência marginal do investimento sobre a estrutura dinâmica de determinação da taxa de câmbio.

A parte II está orientada no sentido da aplicação empírica ao contexto das taxas de câmbio do Dólar face ao Marco e ao Iene. No primeiro capítulo, apresentam-se de forma sintética os pressupostos da teoria da cointegração. Os capítulos 2 e 3 contemplam, respectivamente, a aplicação dos modelos monetário e NATREX ao contexto indicado. Testa-se a existência de relações de cointegração e modeliza-se a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio. No capítulo 4, verifica-se a aderência dos resultados obtidos pelas aplicações anteriores ao comportamento do Dólar americano durante a primeira metade da década de noventa.



PARTE I
ENQUADRAMENTO TEÓRICO

1.1 - TIPOLOGIAS DE MODELOS

As primeiras contribuições para a literatura económica sobre taxas de câmbio remontam, no pós-guerra, às concepções de Nurkse (1945) e de Friedman (1953) relativas ao impacto dos movimentos especulativos sobre a estabilidade dos mercados cambiais.

Até ao colapso do sistema de câmbios fixos, o modelo económico subjacente baseava-se nos desenvolvimentos propostos por Mundell (1963) e Fleming (1962) à análise de Meade (1951) de determinação simultânea dos equilíbrios interno e externo.

O denominado modelo Mundell-Fleming introduz as questões essenciais dos mercados de activos e da mobilidade de capitais na literatura sobre macroeconomia em economia aberta, avaliando os efeitos das políticas monetária e fiscal sobre o crescimento do produto.

Contudo, as perturbações verificadas nos mercados cambiais no início da década de setenta vieram demonstrar as dificuldades deste tipo de abordagem, especialmente motivadas pela ausência de requisitos ao nível do equilíbrio de stocks líquidos de activos denominados em moeda estrangeira, face a situações de desequilíbrio na balança de transacções correntes.

Paralelamente, assiste-se ao aparecimento de uma nova concepção na modelização da taxa de câmbio, conhecida por «asset approach», que explica a volatilidade que caracteriza os mercados, através do abandono dos referenciais baseados nos fluxos de oferta e de procura. Considera a taxa de câmbio como preço relativo das ofertas de moeda, possibilitando a utilização de instrumentos adoptados na determinação do preço de outros activos, por exemplo, acções.

A alteração do enquadramento teórico acarreta diversas implicações. Em primeiro lugar, é reforçada a importância das expectativas dos agentes na determinação da taxa de câmbio actual. Relevante, é também a noção do reflexo dos factores reais sobre a taxa de câmbio, via impacto sobre a procura de moeda. Finalmente, registe-se a decisiva implicação originada pela consideração de que a taxa de câmbio é determinada num mercado eficiente, no sentido proposto por Fama (1970).

1.1.1- Modelo Monetário: Preços Flexíveis¹

A abordagem monetarista da taxa de câmbio, eleita como modelo dominante de determinação da taxa de câmbio na década de setenta, tem por base de partida a definição de taxa de câmbio, ou seja, preço relativo de duas moedas, sendo a respectiva determinação concebida como resultado da interacção entre a oferta e a procura de moeda em dois espaços económicos.

O modelo monetário da taxa de câmbio com preços flexíveis é sustentado na dupla consideração de contínua paridade dos poderes de compra (em diante PPC) e na existência de funções de procura de moeda estáveis para as economias em questão.

Trata-se de uma modelização que concentra as suas condições de equilíbrio no mercado monetário. No entanto, ao assumir a perfeita substituíbilidade entre activos nacionais e estrangeiros, a flexibilidade do ajustamento da taxa de câmbio, e a existência de preços e salários flexíveis permitem a sua inclusão no âmbito dos modelos de equilíbrio geral.

A volatilidade evidenciada pela taxa de câmbio real nos anos setenta, veio questionar a validade da admissão de contínua PPC e favorecer o aparecimento de novas propostas na modelização da taxa de câmbio, de que são exemplo o modelo monetário na vertente preços rígidos e os modelos de equilíbrio.

1.1.2- Modelo Monetário: Preços Rígidos

O modelo monetário da taxa de câmbio com preços rígidos, desenvolvido por Dornbusch (1976), introduz novas concepções ao modelo monetário clássico, ligadas fundamentalmente às propriedades de curto prazo, no qual os preços são assumidos fixos.

Esta característica conduz ao abandono da hipótese de equilíbrio contínuo no curto prazo para os mercados de bens, traduzindo-se numa assimetria de ajustamentos entre os mercados de bens e de activos.

Em consequência, revela-se indispensável a inclusão de duas alterações ao modelo monetário com preços flexíveis, ligadas à representação alternativa para a

¹ Por opção metodológica, o modelo monetário com preços flexíveis será objecto de posterior aprofundamento.

variação esperada da taxa de câmbio e à evolução do nível de preços do equilíbrio de curto para o de longo prazo. Ou seja, a variação esperada da taxa de câmbio é considerada equivalente a uma proporção constante da diferença entre os valores de equilíbrio e corrente. O ajustamento temporal do nível de preços é, por sua vez, determinado pela proporção do excesso de procura agregada face ao produto.

Nestas condições, fica consagrada a possibilidade de sobre-ajustamento («overshooting») das taxas de câmbio real e nominal, no curto prazo, face aos respectivos níveis de equilíbrio de longo prazo, como compensação da rigidez inerente ao comportamento dos preços no mercado de bens.

Considerem-se, por exemplo, os efeitos de uma quebra na oferta monetária.

A rigidez dos preços conduz, no curto prazo, à redução da oferta real de moeda e à consequente subida da taxa de juro, por forma a garantir o equilíbrio no mercado monetário. A alteração das taxa de juro provoca, por seu turno, o aumento do afluxo de capitais à economia e a apreciação da taxa de câmbio, que se reflecte, também, na taxa de câmbio real.

Face ao comportamento dos agentes, o equilíbrio de curto prazo é atingido quando o diferencial de juro iguala a taxa de depreciação esperada. No entanto, a verificação concreta de diferencial de juro, conduz ao afastamento da taxa de câmbio do nível de equilíbrio de longo prazo, referenciado pela PPC.

O alargamento do horizonte temporal para o médio prazo, tem presente o efeito de deslocamento dos preços domésticos no sentido da descida, em resposta à queda na oferta de moeda. Em consequência, o aumento da oferta real de moeda conduz à redução da taxa de juro interna, o que arrasta a taxa de câmbio para o nível de equilíbrio de longo prazo.

O modelo monetário, na variante de preços rígidos, permite a interpretação de contextos económicos caracterizados por taxas de juro relativas elevadas, mas que conduzem a uma expectativa de depreciação da taxa de câmbio. Ao impacto inicial de subida das taxas de juro, que conduz à apreciação da taxa de câmbio, sucede-se uma expectativa de depreciação necessária à validação da paridade de taxa de juro.

1.1.3- Modelos de Taxa de Câmbio de Equilíbrio

Os modelos de taxa de câmbio de equilíbrio, ligados às propostas de Stockman (1980) e de Lucas (1982), analisam o equilíbrio geral, a dois países, através da

maximização do valor presente esperado da utilidade do agente representativo, sujeito a restrições do tipo orçamental e «cash-in-advance»².

Genericamente, este tipo de modelos pode ser enquadrado como extensão do modelo monetário com preços flexíveis, permitindo a transacção de múltiplos bens e a ocorrência de choques reais nas economias, especialmente ligados ao impacto da alteração na escala de preferências dos consumidores sobre os preços relativos, através da taxa de câmbio nominal.

No entanto, algumas das suas implicações são traduzidas, tanto do ponto de vista quantitativo como qualitativo, em moldes diferentes. Os choques de oferta são geradores de volatilidade da taxa de câmbio nominal face aos preços relativos, apenas no caso em que o grau de substituíbilidade entre bens nacionais e estrangeiros é reduzido.

Os choques do lado da procura têm capacidade para explicar a volatilidade da taxa de câmbio nominal, através do impacto sobre a competitividade externa. Ou seja, o movimento sobre a taxa de câmbio real será captado pela movimentação da taxa de câmbio nominal, sem alterar o nível de preços nacional.

1.1.4- Modelos de Equilíbrio de Carteira

Um dos traços de maior significado presentes nos modelos de equilíbrio de carteira diz respeito ao reconhecimento da não substituíbilidade perfeita entre activos de diferentes nacionalidades.

Seguindo a tradição monetarista, é assumido que no curto prazo a taxa de câmbio é determinada através do encontro da oferta e da procura nos mercados de activos financeiros, possibilitando a distinção entre o equilíbrio de curto prazo e o ajustamento dinâmico conducente ao equilíbrio de longo prazo, no seguimento da variante preços rígidos.

Contrariamente, permite avaliar a interacção entre a taxa de câmbio, a balança de pagamentos, o nível de riqueza e o equilíbrio de stocks, possibilitando a identificação como modelo de ajustamento dinâmico da taxa de câmbio.

² A detenção de activos monetários resulta não apenas da necessidade de obtenção de bens, mas também de títulos.

Dividindo a riqueza financeira líquida do sector privado em três componentes -moeda, títulos nacionais e títulos denominados em moeda estrangeira-, proporciona a determinação dos efeitos das políticas fiscal e monetária sobre a taxa de câmbio.

Branson (1984), por exemplo, demonstra que no contexto da hipótese de expectativas racionais, os choques reais geram ajustamentos monótonos da taxa de câmbio, enquanto que perturbações monetárias dão origem a sobre-ajustamentos.

1.1.5- Modelos do tipo «News»

Os modelos do tipo «news», originalmente desenvolvidos por Mussa (1979), baseiam a sua análise na decomposição, em duas componentes, da variação da taxa de câmbio entre dois instantes temporais.

A primeira, ligada à parte esperada da variação, é o resultado da expectativa de alteração nas variáveis fundamentais, enquanto que a componente de variação não esperada pretende reflectir as alterações nos fundamentos económicos resultantes de acontecimentos não previstos - «news».

Por outras palavras, o impacto da informação adicional acerca dos determinantes fundamentais da taxa de câmbio é traduzido pela discrepância registada entre os valores previsto e efectivamente registado.

Eichenbaum et al. (1993) demonstraram a importância do fenómeno «news» na determinação da taxa de câmbio, enquadrada na identificação de desfasamentos temporais no respectivo processo.

Este tipo de análise tem sido confrontado com diversas dificuldades, ligadas principalmente à verificação de maior volatilidade na parte de expectativa de variação das variáveis fundamentais, em comparação à registada na componente não esperada (Davidson (1985)).

A incapacidade de junção de elementos significativos, originada pela sua própria natureza, à componente «news» - rumores, lobbies, decisões políticas -, a presença de bolhas especulativas e a utilização de um tipo de modelização não apropriada e amplificadora da volatilidade, constituem as justificações mais comuns para a explicação da discrepância verificada.

1.1.6- Modelos do Tipo «Target Zone»

O conceito de «target zone», apresentado por Krugman (1988), pode ser traduzido como delimitação de um intervalo de variação para a taxa de câmbio nominal, resultante de um compromisso credível assumido pelas autoridades.

A base desta modelização reside na questão da realização de intervenções marginais, isto é, quando são atingidos os limites de variação, por forma a garantir o posicionamento da taxa de cambio no intervalo pré-estabelecido.

Do ponto de vista analítico, a solução do modelo implica que o relacionamento entre a taxa de câmbio e os fundamentos económicos seja condicionado pelo efeito de dois factores decisivos. O primeiro, denominado efeito «honeymoon», concebe que uma «target zone» credível é inerentemente estabilizadora, reflectindo o efeito de estreitamento da margem de variação da taxa de câmbio.

O segundo, conhecido por condição «smooth-pasting», suporta que a taxa de câmbio se torna crescentemente insensível aos movimentos dos fundamentos económicos, à medida que o limite imposto pelas bandas de flutuação se aproxima.

Em termos práticos, o Mecanismo de Taxas de Câmbio do Sistema Monetário Europeu é um exemplo de uma «target zone», neste caso multilateral, sendo alvo preferencial da aplicação empírica deste tipo de modelização.

Paralelamente, têm sido propostos novos desenvolvimentos a este tipo de modelização, ligados nomeadamente à possibilidade de realização de intervenções intra-marginais e à consideração de credibilidade imperfeita no compromisso assumido pelas autoridades³.

Este breve resumo da literatura económica no campo da taxa de câmbio pretende traduzir, de forma simplificada, os desenvolvimentos teóricos introduzidos. Contudo, a transposição para o plano empírico, via estimação econométrica, revelou-se pouco animadora⁴, reflectindo dificuldades de aderência, em especial na confrontação com horizontes temporais distintos. Assistiu-se ao aparecimento de novas soluções que contemplam a introdução de novas variáveis e se enquadram na tentativa de correcção de erros de especificação.

³ Veja-se, a título de exemplo, Rose et al. (1991) e Linderberg et al. (1991).

⁴ A incapacidade de modelos da classe «asset approach» em superar o ajustamento obtido com um «random walk» é identificada, por exemplo, por Meese et al. (1983).

Em síntese, é visível que a aderência das múltiplas propostas à modelização do comportamento passado tem tendência a dificultar as crescentes solicitações de padronização dos movimentos futuros da taxa de câmbio.

Uma das vias de evolução patente na literatura económica sobre taxas de câmbio está relacionada com a aposta de inclusão de factores fundamentais na determinação dos movimentos de longo prazo.

MacDonald et al. (1992) apontam a identificação do equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio, reforçada pela presença do impacto da dinâmica de curto prazo, como uma das vertentes com capacidade de registo de maiores progressos, beneficiando do desenvolvimento, no campo econométrico, das técnicas de cointegração.

De seguida, apresentam-se algumas das principais linhas de investigação que têm dominado este campo de análise. Em primeiro lugar, o modelo monetário da taxa de câmbio com preços flexíveis, seguido pela questão da racionalidade no comportamento dos agentes. Finalmente, apresenta-se o modelo NATREX que pretende captar a opção pela modelização da taxa de câmbio baseada em variáveis fundamentais.

1.2- MODELO MONETÁRIO DA TAXA DE CÂMBIO

Objecto de posteriores desenvolvimentos, a abordagem monetária da taxa de câmbio com preços flexíveis, tem origem nos trabalhos pioneiros de Frenkel (1976), Kouri (1976) e Mussa (1976).

O raciocínio que está na base do modelo monetário da taxa de câmbio está associado ao conceito de taxa de câmbio - preço relativo de duas moedas -, recorrendo à relação estabelecida entre os stocks monetários existentes e a procura de moeda nos espaços económicos considerados.

Em termos de construção, a sua estrutura assenta na verificação de duas hipóteses-base: PPC e existência de funções de procura de moeda estáveis. São combinados os princípios clássicos da teoria quantitativa da moeda, onde o equilíbrio do mercado monetário garante a total flexibilidade de preços, com os pressupostos da teoria da paridade dos poderes de compra, em que a taxa de câmbio é determinada pelo rácio de preços relativos.

Genericamente, a concepção teórica utilizada tem inerentes as características típicas dos modelos a dois países, registando-se um equilíbrio completo dos stocks monetários no longo prazo, a par da perfeita substituibilidade entre os bens produzidos. Os agentes económicos de cada país considerado podem deter a sua riqueza sob a forma de moeda e títulos. Os activos monetários não são substitutos perfeitos, enquanto os títulos são.

Afastando a possibilidade de restrições comerciais, é assumido que o relacionamento entre os preços relativos dos mercados considerados $(p_t, p_t^+)^5$ são captados via taxa de câmbio (s_t) . Em versão logaritmizada:

$$p_t - p_t^+ = s_t \quad (1.1)$$

Em função da possibilidade de ajustamento instantâneo das carteiras de activos, garantida pela mobilidade dos movimentos de capitais, é estabelecido que o comportamento relativo das taxas de juro compensa os investidores das variações sofridas pela taxa de câmbio. Isto é, verifica-se a paridade não coberta das taxas de juro (1.2):

⁵ A notação + representa as variáveis do exterior.

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^+ = \mu \quad (1.2)$$

em que a depreciação esperada da moeda nacional (μ) será equivalente ao excesso de taxa de juro ($i_t - i_t^+$) que a mesma evidenciará, representando ($E_t s_{t+1}$) o valor esperado, no momento t , da taxa de câmbio s do período $t+1$.

O funcionamento do mercado monetário é dominado pelas relações estabelecidas entre a oferta e a procura de moeda nos espaços considerados. As funções de procura de moeda são dadas por:

$$m_t^d - p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 i_t \quad (1.3)$$

$$m_t^{d+} - p_t^+ = \alpha_1 y_t^+ - \alpha_2 i_t^+ \quad (\alpha_1, \alpha_2 > 0) \quad (1.4)$$

onde m^d representa o logaritmo natural da procura de moeda e y_t corresponde à transformação logarítmica do rendimento nacional. Nestas condições, α_1 pode ser interpretado como elasticidade do rendimento à procura de moeda e α_2 como semi-elasticidade da taxa de juro, assumindo-se a igualdade dos mesmos entre os países considerados.

O termo referente à taxa de juro reflecte um dos padrões do modelo monetário, e está ligado à arbitragem entre moeda e títulos. Em situações de aumento da taxa de juro interna, os agentes verificam o incremento do custo de oportunidade inerente à detenção de activos monetários e reduzem a procura de moeda.

A oferta de moeda (m_t^s) é determinada pelas autoridades monetárias, em condições exógenas ao modelo, sendo o mercado caracterizado por uma situação de equilíbrio contínuo - oferta equivalente à procura:

$$m_t^d = m_t^s = m_t \quad (1.5)$$

$$m_t^{d+} = m_t^{s+} = m_t^+ \quad (1.6)$$

Substituindo as equações (1.5) e (1.6) em (1.3) e (1.4), subtraindo ordenadamente e resolvendo para o nível de preços relativo obtém-se:

$$p_t - p_t^+ = (m_t - m_t^+) - \alpha_1 (y_t - y_t^+) + \alpha_2 (i_t - i_t^+) \quad (1.7)$$

Aplicando ao lado esquerdo da (1.7) a equação da PPC (1.1), obtém-se a forma típica de apresentação do modelo monetário da taxa de câmbio com preços flexíveis:

$$s_t = (m_t - m^+_t) - \alpha_1 (y_t - y^+_t) + \alpha_2 (i_t - i^+_t) \quad (1.8)$$

De acordo com (1.8), os aumentos da oferta interna de moeda e da taxa de juro, relativamente às respectivas variáveis externas, provocam a depreciação da moeda nacional. Enquanto que o aumento do rendimento nacional conduz à apreciação da taxa de câmbio (s_t diminui).

O mecanismo de transmissão tem por base o papel decisivo que a procura relativa de moeda desempenha neste modelo. Assim, por exemplo, o aumento do rendimento nacional desencadeia um excesso de procura de moeda, já que à medida que os agentes pretendem aumentar o seu stock de moeda, a despesa é reduzida e os preços reduzem-se até que o equilíbrio no mercado monetário seja restabelecido. Verifica-se uma apreciação da moeda nacional, via PPC.

A relação entre a taxa de juro interna e a taxa de câmbio deriva igualmente da função desempenhada pela procura de moeda. Face ao aumento da taxa de juro, verifica-se uma diminuição na procura de activos monetários que conduz ao aumento dos preços domésticos e desencadeia a depreciação da taxa de câmbio, de acordo com a relação da PPC.

Integrando no modelo a equação (1.2), referente à condição de paridade não coberta da taxa de juro (PTJ em diante), obtém-se a solução:

$$s_t = (m_t - m^+_t) - \alpha_1 (y_t - y^+_t) + \alpha_2 (E_t s_{t+1} - s_t) \quad (1.9)$$

sendo necessário definir o enquadramento a seguir pela formação das expectativas da taxa de câmbio. No longo prazo, ou nas condições do estado estacionário, é assumido que $i_t = i^+_t$, pois $E_t s_{t+1} = s_t$, desaparecendo em (1.8) o termo referente ao parâmetro α_2 .

Relativamente ao processo de modelização das expectativas podemos considerar três propostas ligadas à abordagem de Frenkel, à paridade da taxa de juro real e às expectativas racionais.

1.2.1- Abordagem de Frenkel

A modelização da taxa de câmbio do marco alemão (DEM) durante o período de hiperinflação registado nos anos vinte, levou Frenkel (1976) a desenvolver uma nova modelização das expectativas da taxa de câmbio, que ficou conhecida na literatura por «core inflation approach».

Tendo presente a relação dada pela PTJ (1.2) combinada com a PPC (1.1), obtem-se:

$$E_t s_{t+1} - s_t = (E_t p_{t+1} - p_t) - (E_t p^*_{t+1} - p^*_t) = \Pi_t - \Pi^*_t \quad (1.11)$$

em que o termo $\Pi_t - \Pi^*_t$ representa o diferencial de inflação esperada entre as economias consideradas. Substituindo (1.11) em (1.9) obtem-se:

$$s_t = (m_t - m^*_t) - \alpha_1 (y_t - y^*_t) + \alpha_2 (\Pi_t - \Pi^*_t) \quad (1.12)$$

Esta derivação do modelo monetário introduzida por Frenkel teve por base, como referido anteriormente, o contexto de instabilidade monetária que caracterizou a Alemanha dos anos vinte. Trata-se de uma construção teórica de suporte a condições extremas de comportamento das variáveis económicas.

1.2.2- Modelo da Paridade da Taxa de Juro Real

A utilização de um mecanismo de expectativas regressivas constitui a principal alteração que Frankel (1979) realizou ao modelo monetário. A variação esperada da taxa de câmbio é equivalente ao desvio verificado entre os valores actual e de equilíbrio de longo prazo, ponderado pela consequente velocidade de ajustamento (θ). Ou seja :

$$E_t s_{t+1} - s_t = \theta (s - s_t) \quad 0 < \theta < \infty \quad (1.13)$$

A partir da substituição na equação (1.9), obtem-se a formulação do modelo da paridade da taxa de juro real:



$$s_t = (m_t - m^+_t) - \alpha_1(y_t - y^+_t) + (\alpha_2 + (1/\theta)) (\Pi_t - \Pi^+_t) - (1/\theta)(i_t - i^+_t) \quad (1.14)$$

Esta variante do modelo monetário tem merecido algumas críticas, principalmente ligadas ao facto de (1.14) não constituir nem uma equação de equilíbrio nem uma equação de especificação dinâmica.

1.2.3- Expectativas Racionais

O quadro de referência das expectativas racionais baseia-se na noção de que os agentes utilizarão toda a informação de que dispõem para a tomada de decisões. Garante-se que nesse momento, e face ao conjunto de informação disponível, os agentes não têm capacidade para formular uma melhor escolha.

O processo de formação de expectativas, aplicado à taxa de câmbio, é traduzido da seguinte forma:

$$s_t = E_t s_{t+1} + \Omega_{t+1} \quad (1.15)$$

em que Ω representa um choque aleatório de média e covariância nulas.

Integrando em z_t as variáveis fundamentais ($z_t = (m_t - m^+_t) - \alpha_1(y_t - y^+_t)$) obtem-se (1.9) na forma:

$$s_t = z_t + \alpha_2 (E_t s_{t+1} - s_t) \quad (1.16)$$

que resolvendo em ordem a s_t apresenta a seguinte forma:

$$s_t = (1/(1 + \alpha_2)) z_t + (\alpha_2 / (1 + \alpha_2)) s^e_{t+1} \quad (1.17)$$

Assumindo expectativas racionais e considerando que as expectativas subjectivas s^e_{t+1} são equivalentes às expectativas condicionadas pelo conjunto de informação, vem:

$$s_{t+1}^e = E(s_{t+1} | I_t) = E_t s_{t+1} \quad (1.18)$$

em que E representa o operador de expectativas racionais e I o conjunto de informação. Substituindo (1.18) em (1.17) obtém-se:

$$s_t = (1/(1 + \alpha_2)) z_t + (\alpha_2 / (1 + \alpha_2)) E_t s_{t+1} \quad (1.19)$$

sendo a expectativa da taxa de câmbio no futuro dada por:

$$E_t s_{t+j} = (1/(1 + \alpha_2)) (E_t z_{t+j} + \alpha_2 E_t s_{t+j+1}) \quad (1.20)$$

Repetindo continuamente a substituição de (1.20) em (1.19) para n períodos de tempo futuro, obtém-se a especificação da equação de determinação da taxa de câmbio com expectativas racionais, no âmbito do modelo monetário.

$$s_t = (1/(1 + \alpha_2)) \sum_{j=0}^n (\alpha_2 / (1 + \alpha_2))^j E_t z_{t+j} + (\alpha_2 / (1 + \alpha_2))^n E_t s_{t+n+1} \quad (1.21)$$

O comportamento do último termo em (1.21) é fundamental para a determinação das características de estabilidade que a solução do modelo incorpora. Se $(\alpha_2 / (1 + \alpha_2))$ for inferior à unidade o sistema é estável. Se for superior obtêm-se infinitas soluções explosivas, dependendo do valor considerado para a taxa de câmbio esperada, originando o aparecimento do fenómeno «bolhas».

Impondo a condição de transversalidade, obtém-se a solução do modelo monetário com preços flexíveis aumentada pelas expectativas:

$$s_t = (1/(1 + \alpha_2)) \sum_{j=0}^n (\alpha_2 / (1 + \alpha_2))^j E_t z_{t+j} \quad (1.22)$$

No contexto indicado, a taxa de câmbio actual depende não apenas do excesso relativo de oferta de moeda e de rendimento existentes, mas também dos excessos relativos registados no futuro. Ou seja, a taxa de câmbio no momento actual depende

dos valores correntes e dos valores esperados para a totalidade das variáveis exógenas. A disponibilidade de novas informações acerca de acontecimentos futuros afecta, neste enquadramento, o comportamento actual da taxa de câmbio.

Com origem nos trabalhos pioneiros de Mussa (1976), o modelo monetário da taxa de câmbio, com expectativas racionais, permite interpretar cenários em que a taxa de câmbio apresenta um comportamento de grande volatilidade, apesar da sustentação em fundamentos sólidos.

A utilização do modelo com objectivos previsionais exige a formalização de projecções acerca das variáveis exógenas representadas por z_{t+1} , assumindo relevância na modelização do comportamento da taxa de câmbio a definição do processo estocástico utilizado.

Dos vários processos adoptados, o processo do tipo «passeio aleatório» é um dos mais utilizados. A simplicidade da sua formulação é traduzida por:

$$z_t = z_{t-1} + v_t \quad (1.23)$$

com $E(v_t) = E(v_t \mid v_{t-1}) = 0$, $E(v_t^2) = \sigma_v^2$ obtendo-se a seguinte formulação para (1.21):

$$s_t = z_t = (m_t - m^*) - \alpha_1 (y_t - y^*) \quad (1.24)$$

1.3- TAXAS DE CÂMBIO E COMPORTAMENTO RACIONAL

A questão da disponibilidade e do tratamento da informação tem sido um dos factores mais importantes no funcionamento dos mercados. Do ponto de vista teórico, a hipótese das expectativas racionais incorporou esta problemática na sua análise, postulando que os agentes económicos utilizam toda a informação disponível e relevante na fundamentação do seu processo de decisão.

Transitando para o campo cambial, pode considerar-se que os agentes farão uso de toda a informação ao seu dispor para a formulação de previsões acerca do valor futuro da taxa de câmbio.

Genericamente, os agentes económicos baseiam as suas decisões, através da utilização de uma representação simplificada da economia, que são utilizados, neste caso, para verificação do impacto da alteração das variáveis significativas sobre a taxa de câmbio.

Um dos pontos básicos da teoria das expectativas racionais está ligado à natureza «forward-looking» da taxa de câmbio. Isto é, tendo presentes o modelo e as trajectórias futuras das variáveis exógenas mais significativas, é estabelecida uma expectativa para o valor futuro da taxa de câmbio. Consequentemente, é determinada a taxa de câmbio actual necessária à condução da economia ao ponto previamente fixado, tendo por base a condição de paridade de taxa de juro.

Neste enquadramento, o afastamento registado nas variáveis exógenas consideradas transmite perturbações para a taxa de câmbio esperada no futuro, que se reflectem, face às condições enunciadas, no comportamento presente da taxa de câmbio. Traduzem-se, deste modo, os movimentos de variabilidade que caracterizam os mercados cambiais no curto prazo.

A noção de racionalidade tem sido aplicada ao campo da taxa de câmbio, no contexto mais alargado da eficiência do mercado cambial, que não deve ser associada em exclusivo aos pressupostos da hipótese das expectativas racionais, pois incorpora igualmente a neutralidade dos agentes face ao risco.

Em termos de aplicação ao mercado cambial, a hipótese de eficiência pode ser considerada como forma de determinação da taxa de câmbio a prazo, combinada com o comportamento dos agentes na base da hipótese de expectativas racionais.

Na presença de agentes neutros face ao risco, a taxa de câmbio a prazo⁶ iguala a taxa de câmbio à vista esperada para idêntico período. Em versão logaritmizada obtem-se:

$$f_t^{t+k} = s_{t+k}^e = E_t s_{t+k} \quad (2.1)$$

Se os agentes se manifestarem avessos face ao risco, a taxa de câmbio a prazo não corresponde à taxa à vista, dada a presença de um factor de risco associado à compensação da abertura de posições cambiais no mercado. Neste quadro, um prémio de risco, λ_t , criará um afastamento entre as taxas de câmbio envolvidas. Subtraindo a taxa de câmbio à vista em ambos os lados de (2.1), obtem-se a seguinte formulação:

$$f_t^{t+k} - s_t = s_{t+k}^e - s_t + \lambda_t \quad (2.2)$$

De acordo com esta relação, os agentes actuam no mercado de forma a assegurarem que o prémio da moeda em questão seja equivalente à apreciação esperada da taxa de câmbio ajustado pelo prémio de risco incorporado. Assumindo que os agentes asseguram a verificação da relação anterior, através da utilização de toda a informação disponível, podemos estabelecer no contexto da hipótese de expectativas racionais que:

$$\Delta s_{t+k} = E_t (\Delta s_{t+k} \mid I_t) + \Omega_{t+k} \quad (2.3)$$

Combinando (2.2) com (2.3) e definindo $\varepsilon_{t+k} = -\Omega_{t+k}$ obtem-se:

$$f_t^{t+k} - s_t \equiv fp_t = \Delta s_{t+k} + \varepsilon_{t+k} + \lambda_t \quad (2.4)$$

⁶ f_t^{t+k} representa a taxa a prazo para o período t com maturidade $t+k$.

Ou seja, o prémio da taxa de câmbio a prazo (fp_t) é equivalente à soma das componentes variação da taxa de câmbio, erro de previsão aleatório e prémio de risco.

Nestes termos, o prémio «a prazo» poderá representar uma estimativa enviesada da variação futura da taxa de câmbio, no caso de os agentes incorporarem prémios de risco variáveis no tempo e/ou se a obtenção de informação adicional conduzir a erros de previsão que afectem o mercado «a prazo».

No campo econométrico, a forma de verificação mais utilizada tem sido ligada à realização de dois tipos de teste. O primeiro baseia-se num ajustamento do tipo:

$$\Delta S_{t+k} = \alpha_0 + \beta_0 fp_t + \mu_{t+k} \quad (2.5)$$

em que na presença de agentes neutros face ao risco os parâmetros α_0 e β_0 são esperados equivalentes a zero e um, respectivamente. Na possibilidade de agentes avessos face ao risco, a não nulidade de α_0 pode ser interpretada através da existência de um prémio de risco ou de irracionalidade. A questão da racionalidade pode ser aferida através da verificação de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.)⁷.

A segunda componente envolve o teste de verificação da ortogonalidade do erro de previsão da taxa de câmbio a prazo face à informação ao dispor dos agentes no momento de formação das expectativas. Uma regressão do tipo (2.6) permite detectar a presença de informação disponível mas não empregue na formação de expectativas.

$$f_t^{t+k} - s_t = \Gamma X_t + \omega_{t+k} \quad (2.6)$$

em que X_t é um vector de $(1 \times k)$ linhas que incorpora a informação ao dispor dos agentes relativa ao vector Γ de $(k \times 1)$ parâmetros, representando ω_{t+k} o erro cometido.

⁷ A verificação de heterocedasticidade conduz à identificação de erros não i.i.d., contudo não incompatível com o processamento racional da informação.

A equação (2.6) tem sido implementada em variados estudos, com resultados pouco favoráveis à admissão da hipótese de eficiência no mercado cambial (Bilson (1981), Fama (1984), Taylor (1988), Kearney et al. (1988)).

A robustez dos resultados, reforçada pela variedade de técnicas utilizadas e de amostras consideradas, direcciona-se no sentido da identificação de valores estimados para α_0 estatisticamente diferentes de zero, e próximos de menos um⁸ para β_0 , sugerindo a conclusão de que a taxa de câmbio a prazo é um estimador enviesado da taxa de câmbio que se registará no futuro.

A questão principal desloca-se, nestas condições, para a determinação da causa inerente à sugerida ineficiência dos mercados: irracionalidade dos agentes, aversão ao risco ou combinação de ambas⁹.

A componente risco tem suscitado o aparecimento de várias propostas de análise, no sentido da respectiva modelização. Entre as diversas abordagens destaca-se a aplicação dos pressupostos do CAPM (Hansen et al. (1984)), associada à presença de prémios de risco variáveis no tempo e correlacionados com o prémio «a prazo» ou com o diferencial de taxa de juro, tendo o prémio de risco sido testado como função da variância dos erros de previsão ou dos movimentos de taxa de câmbio (Giovannini et al. (1989)). Outras aplicações contemplam a utilização de modelos do tipo ARCH (Domowitz et al. (1985)) e de modelos de equilíbrio de carteira (Frankel (1982)).

Os resultados encontrados direccionam-se no sentido da não existência de um prémio de risco variável no tempo, embora seja sugerida a existência de prémios de risco constantes. Por seu turno, Mankiw et al. (1984) sugerem que a causa da rejeição da hipótese de eficiência do mercado pode ser encontrada no quadro da componente expectativas.

1.3.1- Bolhas Especulativas

Os desvios evidenciados pela taxa de câmbio face à sinalização proposta pelas hipóteses de PPC e PTJ motivaram o desenvolvimento da hipótese das bolhas

⁸ Hodrick et al. (1986) interpretam a sinalização, teoricamente incorrecta, de β_0 como reflexo da correlação positiva entre a remuneração esperada que resulta do encerramento de posições no mercado a prazo e a expectativa de depreciação correspondente.

⁹ A análise de Takagi (1990) enquadra-se nesta perspectiva.

especulativas, que introduz uma trajectória explosiva de afastamento dos valores de equilíbrio. A aplicação ao campo da taxa de câmbio capta a possibilidade de desvio progressivo face aos valores ditados pelos fundamentos económicos, introduzindo uma componente explosiva na dinâmica da taxa de câmbio.

Uma questão essencial diz respeito à compatibilidade do fenómeno das bolhas especulativas com os pressupostos da hipótese de expectativas racionais. Adam et al. (1992) utilizam a denominação «bolhas especulativas racionais» e «bolhas especulativas tradicionais», com vista à caracterização e distinção mais rigorosas do fenómeno.

Blanchard (1979) formalizou a questão de desenvolvimento de bolhas especulativas racionais em ambientes caracterizados pela incerteza. Assumindo que os especuladores incorporam uma probabilidade $(1-q)$ para o caso de continuação de bolha, e uma probabilidade q para o caso de desintegração no próximo período, que conduz a taxa de câmbio s de volta ao seu valor de equilíbrio, \bar{s} , obtem-se:

$$\mu = q (\bar{s} - s_t) + (1-q) d_t \quad (2.7)$$

em que d_t representa a taxa de depreciação da moeda estrangeira, na hipótese de a taxa de câmbio permanecer na trajectória de bolha especulativa. A combinação de (2.7) com a PTJ (1.2) permite a interpretação da situação em que uma moeda regista uma apreciação no mercado, apesar de apresentar um desconto futuro.

$$r - r^* = q (\bar{s} - s_t) + (1-q) d_t \quad (2.8)$$

Através do arranjo de (2.8) obtem-se:

$$d_t = (1/1-q) (r - r^*) + (q/1-q) (\bar{s} - s_t) \quad (2.9)$$

que permite interpretar a situação em que a taxa de apreciação aumenta em resposta ao contínuo afastamento dos fundamentos.

As bolhas especulativas «tradicionais» apresentam uma trajetória característica em que rápidos aumentos de preços, injustificados aparentemente pela informação disponível, são seguidos pela desintegração da bolha. Adam et al. (1992) consideram que as suas características fundamentais são o rápido desenvolvimento e a desintegração.

Nestas condições, inúmeros episódios que a literatura tem apresentado, caracterizados por padrões específicos e interpretações baseadas em profecias auto-alimentadas e expectativas duvidosas, são conduzidos para a categoria de não racionais, traduzindo o envolvimento de agentes que não processam a informação de forma a extraírem expectativas consistentes.

A aplicação da hipótese das expectativas racionais ao mercado cambial não coloca de parte a possibilidade de a taxa de câmbio seguir uma trajetória explosiva de afastamento dos valores ditados pelos fundamentos¹⁰. Contudo, semelhante caracterização é inconsistente com a existência de uma bolha que invariavelmente se desintegre.

Em suma, as bolhas especulativas só poderão ser rotuladas de racionais para o caso em que o «timing» de desintegração da bolha não possa ser previsto antecipadamente.

No plano empírico, assistiu-se à aplicação da hipótese de bolhas especulativas a alguns dos fenómenos considerados atípicos que têm caracterizado o mercado. Pittis (1993), por exemplo, conclui pela ausência de bolhas durante o período de apreciação do Dólar face ao Marco e ao Iene (1980-85).

As dificuldades de validação empírica sugeridas pelos testes colocaram em questão a adequabilidade da metodologia empregue, face à hipótese básica de desvio dos valores ditados pelas variáveis fundamentais, já que a verificação de um desvio da taxa de câmbio face aos valores de equilíbrio pode ser interpretada de duas formas. Pode ser confirmada a presença de bolhas especulativas ou, por outro lado, o desvio observado pode ser o resultado da utilização de modelização inadequada para determinação dos valores de equilíbrio.

¹⁰ De acordo com Blanchard et al. (1982) «(...) poderão existir desvios racionais do preço face aos fundamentos, bolhas racionais».

Esta dificuldade tem condicionado a aplicação empírica em bases mais sólidas, criando necessidade de encontrar uma solução robusta que se afaste da dependência face à modelização utilizada¹¹.

MacDonald et al. (1993) apresentam uma interpretação particular do teste à presença de bolhas especulativas. No âmbito do modelo monetário com preços flexíveis, a verificação de uma relação de cointegração entre as variáveis envolvidas é interpretada como sinónimo de inexistência de bolhas especulativas.

1.3.2- Problema Peso

A apresentação de argumentos que viabilizem a racionalização da componente expectativas tem marcado presença na literatura sobre a hipótese de eficiência do mercado. O problema peso¹² insere-se nesta perspectiva.

Identificado por Krasker (1980), deriva do comportamento do peso mexicano no início da década de setenta, caracterizado pelo desconto que evidenciava sem contudo a taxa de câmbio se alterar. Os agentes constituíram uma expectativa de desvalorização do peso vários períodos antes da sua concretização, ocorrida em 1976.

As previsões efectuadas, na base da indicação dada pela taxa de câmbio a prazo, pareciam conduzir à existência de erros de previsão sistemáticos, que após a desvalorização ocorrida foram dissipados.

A aplicação deste comportamento ao mercado cambial, no quadro da hipótese de eficiência permite a interpretação de situações em que a taxa de câmbio a prazo seja traduzida como indicador enviesado da taxa de câmbio à vista registada no futuro. Este enviesamento resulta não de ineficiência mas de desvios das amostras utilizadas face à distribuição normal.

Krasker (1980) formalizou o problema do peso mexicano partindo do pressuposto de que quando existe uma probabilidade reduzida de haver grandes variações nos determinantes da taxa de câmbio, os testes econométricos do tipo (2.5) podem ser inválidos.

¹¹ A excepção encontra-se ligada aos testes de Evans (1986), em que a bolha especulativa é definida como sub-período no qual existe uma mediana não nula na distribuição do excesso de rendimento resultante da detenção de moeda estrangeira.

¹² Em inglês «peso problem» e resulta do facto de o fenómeno ter sido detectado pela primeira vez no peso mexicano.

A demonstração pode ser realizada recorrendo à solução do modelo monetário com preços flexíveis assumindo expectativas racionais (1.22), sendo os fundamentos representados por:

$$z_t = \bar{z}_{t-1} + g \omega_t + v_t \quad (2.10)$$

$$\text{com } \omega_t = \begin{cases} \omega_t - 1, & \text{com probabilidade } \pi \\ 0, & \text{com probabilidade } \pi - 1 \end{cases}$$

em que v_t representa o termo de ruído. Esta formalização implica a existência de uma probabilidade $(1-\pi)$ de redução discreta na taxa de variação dos fundamentos. Demonstra-se que a presença de uma probabilidade diferente de 0.5 implica um erro de previsão de expectativas racionais $(E_t s_{t+k})$ com distribuição assimétrica, inviabilizando inferência estatística acerca dos parâmetros da regressão (2.5).

1.3.3- Análise Técnica e Cartismo

A literatura sobre filtros ou regras de transacção, introduzida por Alexander (1961), sugeriu que a causa para a ineficiência do mercado está ligada ao processamento ineficiente da informação.

A utilização de tais regras foi identificada com as de estratégias de actuação no mercado por parte dos analistas técnicos ou cartistas¹³ e possibilita a obtenção de rendimentos em excesso.

Estes agentes acreditam que as taxas de câmbio exibem determinadas tendências e que o seu comportamento passado pode ser útil na previsão do movimento futuro.

A concepção utilizada considera que o preço de mercado reflecte toda a informação relevante, não existindo necessidade de prolongar a análise até aos determinantes fundamentais da taxa de câmbio. Os padrões mais significativos desta análise referem-se à identificação de tendências e de valores de suporte e de resistência.

¹³ Em inglês «chartists», face à utilização de instrumentos gráficos nas suas decisões.

Com vista à determinação da presença e amplitude das técnicas cartistas, Allen et al. (1990) realizaram inquéritos no mercado de câmbios de Londres com vista a detectar o peso subjacente a tais comportamentos. As conclusões obtidas identificam várias linhas de tendência. Foi verificado o aumento dos erros de previsão face ao alargamento do horizonte temporal. Confirmaram-se as dificuldades de previsão em pontos de viragem do mercado, na base da sub-reacção em condições de subida do mercado e da sobre-reacção em condições de descida.

Os resultados mais significativos permitem concluir que o fenómeno cartista é marcante em previsões de curto prazo. Em horizontes reduzidos, 90% dos inquiridos reconhecem a utilização do cartismo na formação das suas expectativas. Nos prazos mais alargados, o peso dos fundamentos é significativamente reforçado a avaliar nos 85% de respostas favoráveis.

Uma das conclusões mais marcantes deste estudo respeita à verificação da supremacia da previsão baseada no comportamento passado da taxa de câmbio, à luz do referencial cartista, sobre um passeio aleatório, no contexto de previsão fora da amostra.

A noção de que as variações da taxa de câmbio sinalizam as futuras oscilações tem sido aplicada no plano empírico, através da implementação de filtros (Poole (1967), Sweeney (1986)).

No contexto da apreciação do Dólar (1980-85), Frankel et al. (1990) desenvolveram um modelo de determinação da taxa de câmbio que incorpora o comportamento cartista presente nos mercados. Esta modelização parte do princípio que a taxa de câmbio é determinada pelos «gestores de carteira» que formam as suas expectativas incorporando, com maior ou menor peso, as concepções dos «cartistas» e dos «fundamentalistas». Os «fundamentalistas» concebem a taxa de câmbio de acordo com um modelo, identificando as causas decorrentes da sua variação. Os «cartistas», por seu turno, consideram que o preço de mercado é o resultado da conjugação de múltiplos factores - económicos, não económicos, racionais, não racionais - que influenciam a oferta e a procura.

O modelo pode ser traduzido da seguinte forma:

$$\Delta S_{t+k} = \phi_1 \Delta S^f_{t+k} + (1 - \phi_1) \Delta S^c_{t+k} \quad (2.11)$$

em que ΔS_{t+k} representa a variação esperada da taxa de cambio por parte dos

«gestores de carteira» e ΔS_{t+k}^c e ΔS_{t+k}^f indicam, respectivamente, as variações esperadas por «cartistas» e por «fundamentalistas», enquanto ϕ_t se refere ao peso incorporado na concepção destes últimos. Por exemplo, durante o episódio de apreciação do Dólar foi incorporado cada vez mais peso sobre a expectativa dos «cartistas» (ϕ_t cada vez menor).

A proposta de Frankel et al. (1990) realçou a importância da actuação no mercado de agentes possuidores de estratégias distintas de intervenção e despertou novas concepções relativas à modelização das expectativas dos agentes que actuam nos mercados.

Nestes termos, é visível, através da análise de dados presentes nos diversos «surveys», que as expectativas de longo prazo, que detêm características estabilizadoras, são associadas aos «fundamentalistas», enquanto as previsões de curto-prazo, de natureza destabilizadora, são associadas às expectativas dos «cartistas».

1.3.4- «Surveys», Expectativas e Risco

As tentativas de racionalização da hipótese de eficiência do mercado incorporam, aquando da passagem ao plano empírico, uma dificuldade essencial. Por forma a se ultrapassarem as condições de ineficiência, os autores têm normalmente assumido que uma das duas componentes da hipótese é verificada. Por exemplo, considera-se que os agentes são neutros face ao risco, concluindo-se que o enviesamento da taxa de câmbio a prazo resulta da irracionalidade presente nos mercados. Em alternativa, assumido-se que os agentes são racionais, a ineficiência tem origem na existência de um prémio de risco.

Neste contexto, revela-se útil a condução de testes isolados a cada uma das componentes da hipótese conjunta, com vista a determinar qual a origem da rejeição da hipótese da eficiência do mercado. Dominguez (1986) e Frankel et al. (1989) incorporam este argumento, ligado à disponibilidade de uma medida independente de aferição de expectativas. Ou seja, torna-se possível o teste à racionalidade de tais expectativas que permite a construção de um prémio de risco, avaliado pela diferença entre a taxa de câmbio a prazo e taxa de câmbio à vista esperada.

Partindo do ajustamento econométrico que serve de base à verificação da hipótese de eficiência no mercado (2.5) e estabelecendo que $\Delta s_{t+k} = \Delta s_{t+k}^e + \mu_{t+k}$, podemos decompor o coeficiente β_0 da seguinte forma:

$$\beta_0 = 1 - \beta_0^{re} - \beta_0^\lambda \quad (2.12)$$

em que β_0^{re} representa a componente expectativas e β_0^λ a componente prémio de risco (Frankel et al. (1986)). A disponibilidade de informação sobre as expectativas dos agentes permite a decomposição de β_0^{re} e β_0^λ aferindo-se a origem da rejeição da hipótese conjunta. O parâmetro β_0^{re} pode ser estimado através de um ajustamento do tipo:

$$s_{t+k}^e - s_{t+k} = \alpha + \beta_0^{re} (f_t^{t+k} - s_t) + v_t \quad (2.13)$$

esperando-se que β_0^{re} seja igual a zero para o caso de agentes racionais, isto é, que não exista relação entre o erro de previsão e a informação disponível no período t .

O parâmetro β_0^λ pode ser estimado através de:

$$s_{t+k}^e - s_t = \gamma_0 + \gamma_1^\lambda (f_t^{t+k} - s_t) + v_t \quad (2.14)$$

obtendo-se $\hat{\beta}_0^\lambda = 1 - \hat{\gamma}_1$, sendo previsto $\hat{\gamma}_1$ próximo de um, reflectindo o facto de o prémio «a prazo» representar apenas a variação esperada da taxa de câmbio.

A implementação deste tipo de metodologia conduziu à verificação de resultados pouco robustos. Frankel et al. (1989) reconhecem que a rejeição da hipótese de eficiência do mercado deriva dos desvios da componente expectativas e da presença de um prémio de risco constante no tempo. Taylor (1989) detecta um prémio de risco variável no tempo e verifica as condições de racionalidade no mercado.

1.4- MODELO NATREX

Os modelos de taxa de câmbio caracterizados anteriormente não demonstraram validade empírica, em especial quando confrontados com diferentes períodos temporais e quando aplicados a várias moedas (Meese et al. (1983)).

O elemento de ligação entre a maioria destas propostas, em particular nas de origem monetarista, está relacionado com a admissão de duas hipóteses de trabalho: PPC e FORE. A paridade dos poderes de compra considera que a taxa de câmbio nominal reflecte a proporcionalidade entre os preços relativos. A paridade aberta de Fisher com expectativas racionais (FORE) salienta a elevada mobilidade dos capitais no curto prazo, garantindo a verificação da paridade aberta da taxa de juro.

Considerando que a não validação prática dos modelos de taxa de câmbio tem origem na admissão de pressupostos subjacentes às hipóteses referenciadas, Allen et al. (1989) propõem um modelo de taxa de câmbio (denominado *infra* modelo NATREX) que suscita diversas considerações.

O modelo preconizado por Allen-Stein (1989) encontra-se claramente direccionado para a chamada «taxa de câmbio real natural» (NATREX). Esta taxa pretende apenas reflectir os factores económicos fundamentais, apresentando características de maior estabilidade, e fornecer aos agentes económicos sinais mais credíveis acerca do comportamento efectivo da taxa de câmbio.

Em termos práticos, a NATREX pode ser interpretada como a taxa de câmbio real que prevalecerá no mercado em condições de ausência de fluxos especulativos de capital, de variações cíclicas ou de efeitos temporários de políticas conjunturais, encontrando-se a taxa de desemprego no seu nível natural. Por outras palavras, a NATREX é a taxa de câmbio real $R(X)$, baseada no vector de variáveis fundamentais X , enquanto que a taxa de câmbio real, efectivamente verificada nos mercados, é aquela que resulta da junção entre $R(X)$ e a variável residual Z , que representa o conjunto de incumprimentos decorrentes das hipóteses anteriores - fluxos especulativos, variações cíclicas do produto.

A concentração da análise nos movimentos de capital de longo prazo é outra das alterações proposta, reflectida no papel desempenhado no processo de determinação da taxa de câmbio real. Reconhecem, contudo, que os movimentos especulativos de capital, baseados em expectativas dispares e de elevada volatilidade caracterizam os mercados no curto prazo.

A importância dos movimentos não especulativos exige a verificação das condições de mobilidade dos capitais entre os diversos espaços económicos aferida pelo comportamento das taxas de juro reais de longo prazo envolvidas. Ou seja, a velocidade de aproximação do diferencial da taxa de juro real de longo prazo pode ser interpretada como um indicador do grau de mobilidade do capital.

Num contexto de mobilidade perfeita, a anulação do diferencial de taxa de juro real de longo prazo seria apenas corrigida pela introdução da componente de variação esperada da taxa de câmbio real.

Allen et al. (1989) apontam duas razões que conduzem à anulação da importância da inclusão do factor de expectativa de variação da taxa de câmbio real. Em primeiro lugar, este factor de correcção é definido como a soma líquida das diferentes variações entretanto ocorridas. Analisando os movimentos do Dólar americano entre 1980-89, verificam que o factor se aproxima de zero, não obstante as significativas variações registadas de permeio. Em segundo lugar, a incapacidade de previsão da evolução futura da taxa de câmbio real deixa os agentes económicos sem uma base sólida onde possam basear as suas expectativas.

Neste enquadramento, consideram que os movimentos de capitais de longo prazo têm apenas por referencia o comportamento evidenciado pelos diferenciais de taxa de juro real de longo prazo, contornando a necessidade de incorporar a componente de variação esperada da taxa de câmbio real.

No plano empírico, verificaram a convergência dos níveis de taxa de juro real de longo prazo no espaço EUA-G10, embora confirmem a presença de um desfasamento temporal¹⁴ (Allen et al. (1989)).

Neste contexto, o hiato temporal identificado possibilita o reconhecimento do papel do diferencial de taxa de juro real de longo prazo na sinalização do sentido e amplitude dos movimentos de capitais de cariz não especulativo, sendo um elemento decisivo na repartição dos movimentos de capitais pelas diferentes economias.

¹⁴ Cerca de 50% do diferencial é anulado no primeiro ano e meio e 75% em três anos.

O modelo pode ser caracterizado pela seguinte formulação¹⁵:

$$\text{Mercado de Bens:} \quad (I - S) + CA = 0 \quad (3.1)$$

$$\text{Acumulação de Capital:} \quad \frac{dk}{dt} = I [y'(k;u) - r] \quad (3.2)$$

$$\text{Fluxos de Capital:} \quad \frac{dF}{dt} = I - S - nF \quad (3.3)$$

$$\text{Economia Mundial}^{16}: \quad (I - S)^+ + CA^+ = 0 \quad (3.4)$$

$$r = r^+ \quad (3.5)$$

A equação (3.1) traduz o equilíbrio no mercado de bens, considerando que a necessidade (capacidade) de financiamento da economia corresponde ao inverso do saldo registado na balança de transacções corrente (BTC). A formulação apresentada pode ser encarada como resultado da utilização e simplificação das seguintes expressões:

$$\text{PNB} = C + I + \text{BTC} \quad (3.6) \quad \text{ou}$$

$$\text{PIB} = C + I + B \quad (3.7)$$

onde C , I e B representam, respectivamente, o consumo, o investimento e a balança comercial.

A função consumo reflecte os impulsos originados pela riqueza (W) - identificada pela diferença entre stock de capital e fluxos líquidos de capital com o exterior - e pelo parâmetro de preferência social pelo tempo (g):

$$C = C(W, g) \quad C_w, C_g > 0 \quad (3.8)$$

¹⁵ As variáveis estão expressas em termos reais por unidade de força de trabalho, que cresce exogenamente à taxa n . Exceptuam-se as taxas de câmbio real e de juro.

¹⁶ A notação $+$ representa as variáveis do exterior.

Destaque para o multiplicador da preferência social pelo tempo que identifica o seu aumento com o acréscimo do consumo no presente.

O investimento é definido como o resultado da soma de duas componentes: taxa de variação da intensidade de capital (dk/dt) e investimento necessário à manutenção de uma intensidade de capital constante, quando a força de trabalho apresenta uma taxa de crescimento n (3.9).

$$I = dk/dt + nk \quad (3.9)$$

A balança comercial é o resultado da diferença entre as exportações e as importações, avaliadas em termos do bem nacional. A componente importações é uma função positiva do consumo e da taxa de câmbio real¹⁷.

A balança comercial é negativamente relacionada quer com a taxa de câmbio real, garantindo as condições de Marshall-Lerner, quer com o consumo, dependente da riqueza e da taxa de preferência pelo tempo.

$$B = B(R, C(k-F; g)) \quad B_R < 0; B_W < 0; B_g < 0 \quad (3.10)$$

A balança de transacções correntes (BTC) é definida pela diferença entre a balança comercial e o saldo líquido dos fluxos de capital necessários ao pagamento dos serviços de dívida com o exterior (F)¹⁸.

$$CA = B(R, C(k-F; g)) - rF \quad (3.11)$$

A acumulação de capital na economia está directamente ligada ao investimento (3.2), já que a taxa de variação da intensidade de capital é uma função positiva da diferença entre a produtividade marginal do capital ($y'(k;u)$) e a taxa de juro real (r).

O produto marginal do capital é uma função positiva da produtividade - representada pelo parâmetro de tecnologia (u) - e uma função negativa da intensidade de capital (k). Os movimentos de capital com o exterior - equação (3.3) -, reflectem o impacto da necessidade/capacidade de financiamento da economia

¹⁷ O aumento da taxa de câmbio real corresponde a uma apreciação da moeda nacional.

¹⁸ F positivo (negativo) representa pagamentos (recebimentos) ao (do) exterior.



corrigido pelas obrigações decorrentes do serviço de dívida ao exterior (π_F), que pode ser interpretado como fluxo de capital necessário à manutenção de um nível de endividamento constante.

A condição de equilíbrio no mercado de bens é também respeitada no exterior (3.4), verificando-se condições para a perfeita mobilidade de capitais (3.5), de acordo com os princípios enunciados anteriormente.

As perturbações a introduzir no modelo anterior derivam de efeitos sobre o recurso a financiamento externo, cujo impacto de curto/médio prazo pode ser traduzido pelo aumento da taxa de juro real interna, pelo afluxo de capitais à economia e pela apreciação da taxa de câmbio natural.

Contudo, o comportamento da NATREX ao longo do tempo depende do destino final do financiamento obtido no exterior - financiamento do consumo, via aumento da taxa de preferência social pelo tempo, ou financiamento do investimento, via aumento da eficiência marginal do investimento, tendo por base os impactos que se exercerão sobre a riqueza interna e sobre o nível de endividamento externo.

No caso de financiamento do consumo, via fluxo líquido de capital do exterior, verifica-se um aumento do endividamento ao exterior e a redução da riqueza. Pelo contrário, para o caso de financiamento do investimento produtivo, registam-se aumentos no stock de capital e na riqueza.

A tradução destes factores na taxa de câmbio real natural, é sustentada pelo comportamento dos fluxos de capital de longo prazo, sendo factor decisivo a avaliação das relações estabelecidas entre fluxos, e correspondentes stocks. De facto, as interações registadas entre fluxos actuais - poupança, investimento e capital - e os correspondentes stocks - capital, riqueza e dívida externa- provocam alterações contínuas nos fluxos desejados de capital e afectam o comportamento da taxa de câmbio.

Consequentemente, a NATREX ultrapassa a existência de um nível de equilíbrio único, apresentando uma trajectória de evolução contínua, em que se estabelecerão múltiplos equilíbrios.

1.4.1- Estrutura Dinâmica do Modelo

O modelo descrito¹⁹ reduz-se, após as necessárias transformações e simplificações, a duas equações em três variáveis - intensidades de capital (k) e endividamento (F) e taxa de câmbio real (R).

$$\dot{k} = I [y'(k ; m) - r] = J (k; m, r) \quad (3.12)$$

$$\begin{aligned} \dot{F} &= [J (k; m, r) + nk] - [y (k ; m) - rF - C(k-F; g)] - nF = \\ &= f (k, F; g, m, r, n) \end{aligned} \quad (3.13)$$

Os desvios verificados em relação aos valores do estado estacionário (k^* , F^*), permitem estabelecer que o sistema dinâmico, nas proximidades desse estado é traduzido por:

$$\dot{k} = J_k (k-k^*) \quad (3.14)$$

$$\dot{F} = f_k (k-k^*) + f_f (F-F^*) \quad (3.15)$$

ou na forma matricial $dx/dt = Ax + Bz$ por:

$$\begin{bmatrix} \dot{k} \\ \dot{F} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} J_k & 0 \\ f_k & f_f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} k - k^* \\ F - F^* \end{bmatrix}$$

As condições de estabilidade local, ligadas às condicionantes habituais a que a matriz A terá de obedecer -traço menor que zero e determinante maior que zero- são dadas por:

¹⁹ Equações baseadas numa economia que regista uma taxa de crescimento da força de trabalho constante, n , e em que a taxa de juro se encontra ao nível mundial, r^* .

$$J_k + f_k < 0 \quad (3.16)$$

$$J_k \cdot f_k > 0 \quad (3.17)$$

Por definição, as variações temporais das intensidades de capital e de endividamento são anuladas no estado estacionário, sendo o sistema traduzido por:

$$J(k; m, r) = 0 \quad (3.18)$$

$$f(k, F; g, m, r, n) = 0 \quad (3.19)$$

Intuitivamente, o ponto de equilíbrio, ou equilíbrio de longo prazo, corresponde a um estado do sistema caracterizado por:

- Produto marginal do capital igual à taxa de juro real, em presença de uma intensidade de capital k^* , isto é, $y'(k^*; m) = r^*$.
- Investimento equivalente à poupança, não se verificando, por consequência, movimentos de capitais, ou seja, $I = S$.

Determinado o estado de equilíbrio do sistema, é necessário verificar a possibilidade de este ser efectivamente atingido. Por outras palavras, se o sistema for alvo de perturbações na vizinhança do ponto de equilíbrio, em que condições retorna a esse mesmo equilíbrio.

Os valores próprios inerentes ao sistema dinâmico são:

$$m_1 = J_k = I' y'' \quad (< 0) \quad (3.20)$$

$$m_2 = f_F = (r^* - n) - C' \quad (?) \quad (3.21)$$

As figura 1.1 e 1.2 apresentam representações gráficas do sistema dinâmico, baseadas nas curvas $J=0$ e $f=0$. A primeira pretende captar a relação entre as intensidades de capital e endividamento na presença de variação da intensidade de capital nula ($dk/dt = 0$). A configuração coincidente com o eixo das ordenadas, está

associada à hipótese de a dívida ser denominada no bem nacional que anula a dependência da variação do investimento face à taxa de câmbio.

Figura 1.1 - Dinâmica de k e F - Caso f_k negativo

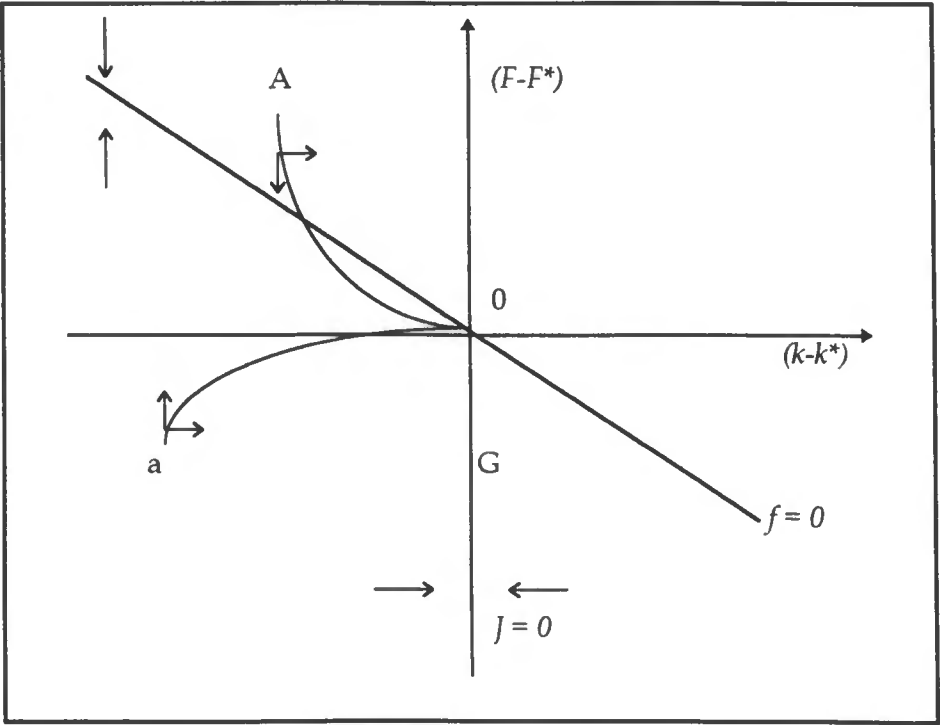
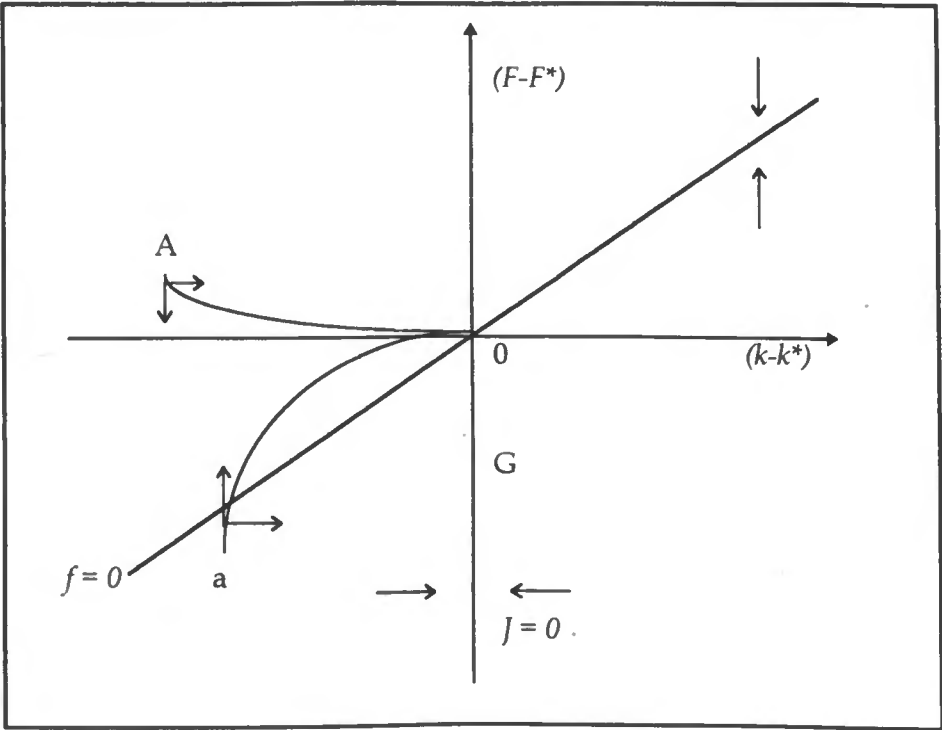


Figura 1.2 - Dinâmica de k e F - Caso f_k positivo



Nos pontos desta curva, o produto marginal do capital é equivalente à taxa de juro real, sendo o investimento $I=nk^*$, apenas suficiente à manutenção da intensidade de capital no valor de equilíbrio do estado estacionário (k^*). Os desvios a esta curva têm tendência a serem eliminados, já que o aumento da intensidade de capital (k) provoca a redução do produto marginal do capital face à taxa de juro mundial ($y'(k;u) < r^*$), arrastando a queda do investimento e posicionando k no nível dado pela curva $J=0$.

Nas figuras referidas, os vectores horizontais pretendem descrever o facto de à esquerda da curva o investimento líquido (J) ser positivo, enquanto que à direita é negativo, indicando o sentido de convergência da intensidade de capital para o seu valor de equilíbrio (k^*).

A curva $f=0$ representa a relação entre as intensidades de capital e de endividamento, na situação de variação da intensidade de endividamento nula ($dF/dt = 0$). Os seus pontos indicam a ausência de movimentos de capitais, face à igualdade entre investimento e poupança. A inclinação desta curva é dada por:

$$dF/dk = (F-F^*)/(k-k^*) = f_k / (-f_F) \quad (3.22)$$

Este resultado permite a construção de diversos cenários que estabelecem duas implicações decisivas. Em primeiro lugar, o sinal do multiplicador f_F condiciona a estabilidade do sistema. De facto, iniciando com f_F negativo, verifica-se que acréscimo de endividamento derivado da curva $f=0$ representa um elemento auto-corrector. O aumento do endividamento conduz, por definição, à redução da riqueza, arrastando o consumo e absorção ($A=C+I$). O aumento da poupança face ao investimento permite compensar o agravamento da dívida ao exterior, conduzindo o endividamento de volta à curva $f=0$.

No caso de f_F positivo, o acréscimo do endividamento externo conduz à redução do produto. Isto é, assiste-se à insensibilidade da absorção face ao endividamento externo, verificando-se o abatimento contínuo do produto para suporte da posição de dívida face ao exterior.

A estabilidade do sistema verifica-se quando f_F é negativo, assumindo-se como consequência que o aumento do endividamento conduz ao aumento da poupança face ao investimento, criando capacidade de financiamento e reduzindo a posição

devedora face ao exterior²⁰. Verifica-se, acima da curva $f=0$, saída de capitais e redução do endividamento, enquanto que abaixo de $f=0$ se registam entradas de capitais e aumento do endividamento externo.

A segunda implicação está ligada ao facto de o sinal de f_k ter apenas impacto sobre o declive da curva $f=0$. Assumindo que f_F é negativo, o sinal de $f_k = (I_k + n) - (y' - C')$ pode assumir duas possibilidades, traduzidas pela alteração da inclinação de $f=0$, condicionando a trajectória para o estado estacionário, não afectando contudo a estabilidade do sistema.

Na figura 1.1, a presença de um valor negativo para f_k identifica a situação em que o aumento da intensidade de capital conduz à redução da intensidade de endividamento.

Na figura 1.2, considera-se um valor positivo para f_k traduzindo o cenário em que o aumento da intensidade de capital provoca o acréscimo do investimento face à poupança e conduz à entrada de capitais que agrava, por consequência, o endividamento.

Analisa-se de seguida as trajectórias das intensidades de capital e endividamento que resultam de choques com origem no aumento da taxa social de preferência pelo tempo e no aumento da eficiência marginal do investimento.

1.4.1.1- Aumento da Taxa Social de Preferência pelo Tempo

Considere-se a situação representada pelo acréscimo do consumo presente em detrimento do consumo no futuro, sinalizada pelo aumento do parâmetro g . Por outras palavras, pretendem-se determinar os impactos sobre as intensidades de capital e de endividamento que se reflectirão na taxa de câmbio real natural, decorrentes do aumento da taxa social de preferência pelo tempo.

Tendo por suporte as representações gráficas das figuras 1.1 e 1.2, considere-se que a economia se encontra posicionada no ponto $(0,0)$ em que, por definição, o investimento é equivalente à poupança e o produto marginal do capital é igual à taxa de juro real.

²⁰ A análise posterior considera, por hipótese, que f_F é negativo, garantindo a estabilidade do sistema.

Recorrendo aos multiplicadores parciais, podemos aferir os efeitos sobre as intensidades de capital e de endividamento, obtendo-se:

$$k_g^* = dk^* / dg \quad (= 0) \quad (3.23)$$

$$F_g^* = (-1) / f_F \quad (> 0) \quad (3.24)$$

Em primeiro lugar, é visível que a variação da taxa social de preferência pelo tempo não influencia a intensidade de capital no estado estacionário. Ou seja, a curva $J=0$ não regista alterações, mantendo-se a igualdade entre o produto marginal do capital e a taxa de juro real.

O valor de equilíbrio de longo prazo da intensidade de endividamento externo (F^*) sofre um acréscimo, traduzindo o desequilíbrio entre poupança e investimento que conduz ao recurso ao endividamento externo. Recorrendo às figuras 1.1 e 1.2, verifica-se o aumento da disparidade entre F e F^* , derivada da entrada de capitais, posicionando-se a economia no ponto $G = (0, F - F^*)$.

Face às hipóteses assumidas, verifica-se uma diminuição da riqueza, definida pela diferença entre capital e endividamento, que se reflecte na redução do consumo e no aumento da poupança até ao reequilíbrio da absorção face ao PNB, fazendo com que a trajectória para o estado estacionário seja GO .

1.4.1.2- Aumento da Eficiência Marginal do Investimento

Considere-se que a economia é sujeita a um choque ao nível do aumento da eficiência marginal do investimento, representado por exemplo, pela introdução de novas tecnologias que se reflectem no aumento da produtividade (parâmetro μ).

A avaliação dos efeitos deste impacto sobre as intensidades de capital e de endividamento pode ser sustentada nos multiplicadores parciais envolvidos:

$$k_u^* = J_u / (-J_k) \quad (> 0) \quad (3.25)$$

$$F_u^* = ((f_k k_u^*) + (J_u - Y_u)) / (-f_F) \quad (?) \quad (3.26)$$

O incremento no parâmetro μ origina a subida do produto marginal do capital. Face ao diferencial em relação à taxa de juro são criados estímulos à formação de capital. O efeito de impacto é representado pelo aumento da taxa de investimento, conduzindo a absorção para níveis superiores ao PNB, atraindo capitais do exterior e aumentando o nível de endividamento. O efeito sobre a intensidade de endividamento do estado estacionário é indeterminado, dependendo da reacção do investimento face à poupança de uma posição de equilíbrio do estado estacionário para outra.

A decomposição do multiplicador F_u^* , assumindo-se $f_F < 0$, permite a identificação de dois elementos. O primeiro ($f_k k_u^*$) representa o efeito induzido sobre a relação investimento-poupança originado pela subida da intensidade de capital. De acordo com a hipótese de estabilidade assumida, se este efeito conduzir ao aumento da diferença entre o produto e a absorção, assiste-se à saída de capitais e à redução do endividamento externo. Se f_k for positivo, verificam-se condições propícias à atracção de capitais que agravam o endividamento externo.

O segundo elemento de (3.26) é $(J_u - Y_u)$ que representa o efeito directo sobre a relação investimento-poupança, dada a intensidade de capital. Se o acréscimo no parâmetro μ se traduzir no aumento da poupança face ao investimento, $(J_u - Y_u)$ é negativo, conduzindo à redução do endividamento. No caso em que $(J_u - Y_u)$ é positivo, assiste-se ao aumento do valor da intensidade de endividamento do estado estacionário (F^*).

Recorrendo ao suporte gráfico, a conjugação dos efeitos anteriores permite o estabelecimento dos seguintes cenários. Se o nível de endividamento do estado estacionário (F^*) face ao efeito do acréscimo da eficiência marginal do investimento, a economia posiciona-se no ponto a (trajectória de equilíbrio $a, 0$). Se F^* diminuir, o sistema é traduzido pelo ponto A , sendo a trajectória $A, 0$.

Os comportamentos evidenciados permitem verificar as dificuldades de determinação dos efeitos teóricos sobre as intensidades de capital e de endividamento, originados pela variação da componente tecnológica.

O recurso a endividamento com objectivo de financiamento do investimento produz efeitos directos semelhantes aos encontrados no caso de suporte ao aumento do consumo. No entanto, os resultados e as trajectórias para o estado estacionário

são diferenciados, e estão ligados aos impactos sobre a riqueza e à relação entre as intensidades de capital e de endividamento.

1.4.2.- Trajectória da Taxa de Câmbio Real Natural

Da análise anterior ficaram patentes as diferenças que se estabelecem nas reacções às perturbações identificadas. Por consequência, é plausível prever que os impactos do aumento da taxa social de preferência pelo tempo e do incremento da eficiência marginal do investimento sobre a trajectória da taxa de câmbio real natural sejam também distintos.

No contexto do modelo descrito, a taxa de câmbio real natural pode ser expressa como função das intensidades de capital e de endividamento e dos parâmetros de preferência social pelo tempo, de tecnologia e de taxa de juro real.

$$R_{(t)} = R [k_{(t)}, F_{(t)} ; g, u, r] \quad (3.27)$$

que pode ser associada com a curva de equilíbrio no mercado de bens (MB):

$$[y(k;u) - rF] = C(k-F; g) + (dk/dt + nk) + B(R, C(k-F; g) - rF) \quad (3.28)$$

O aumento da taxa de juro real reduz a diferença entre $(A+CA)$ e o PNB , exigindo a depreciação da taxa de câmbio real natural com vista ao restabelecimento do equilíbrio no mercado de bens. Nestas condições, a curva MB (figuras 1.3 e 1.4), que representa as combinações de taxa de juro real e de taxa de câmbio real natural que equilibram o mercado de bens, é negativamente inclinada. A curva representativa do equilíbrio no mercado de bens no resto do mundo (MB^+) é, por razões inversas, positivamente inclinada.

Em alternativa, podemos considerar que o comportamento da taxa de câmbio é determinado pelo equilíbrio na balança de pagamentos. Por outras palavras, a taxa de câmbio ajusta-se de forma a que a soma entre a BTC e o afluxo de capitais seja nulo, isto é:

$$B((R, C(k-F; g)) - rF) + (dF/dt + nF) = 0 \quad (3.29)$$

1.4.2.1- Aumento da Taxa Social de Preferência pelo Tempo

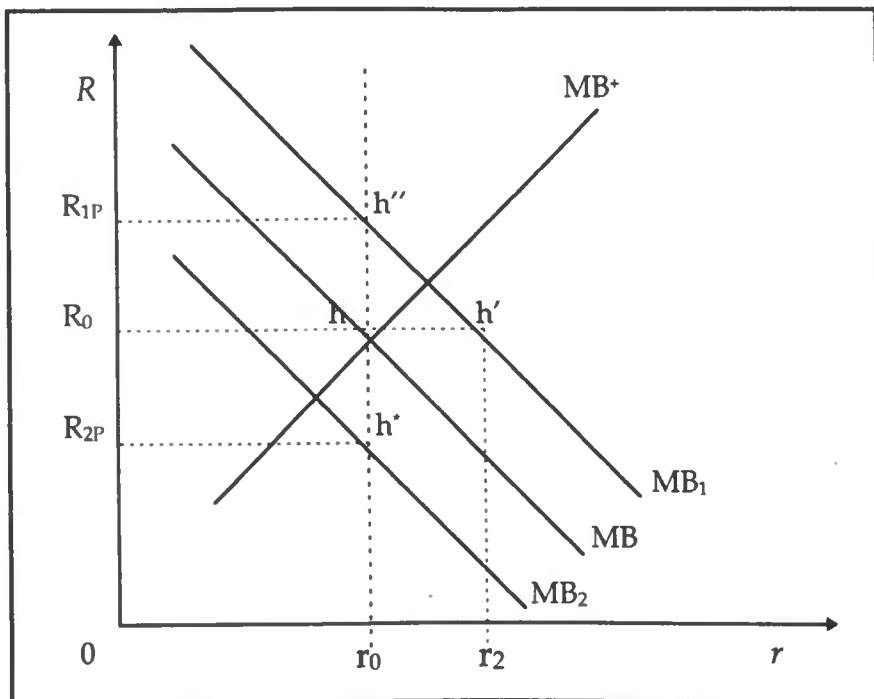
O efeito da alteração do padrão temporal de consumo sobre a trajectória da taxa de câmbio real natural²¹ pode ser verificado, em termos mais rigorosos, através da avaliação do respectivo multiplicador parcial que traduz dois efeitos:

$$R_g = R_F F_g + R_g \quad (3.30)$$

O impacto directo da variação do parâmetro g é traduzido em (3.30) por $R_g = (1-m)/(-B_r) > 0$ e conduz à deslocação de MB para a direita (MB_1). Ou seja, a perturbação sobre o equilíbrio no mercado de bens reflecte-se no aumento da taxa de juro acima da taxa que vigora no resto do mundo (h para h'), atraindo capitais à economia e pressionando a taxa de câmbio no sentido da apreciação.

Para o caso de uma economia «pequena» (figura 1.3)²², a deslocação gráfica seria h, h', h'' , reflectindo este último ponto o impacto dos movimentos de capitais.

Figura 1.3 - Trajectória da NATREX - Economia «pequena»

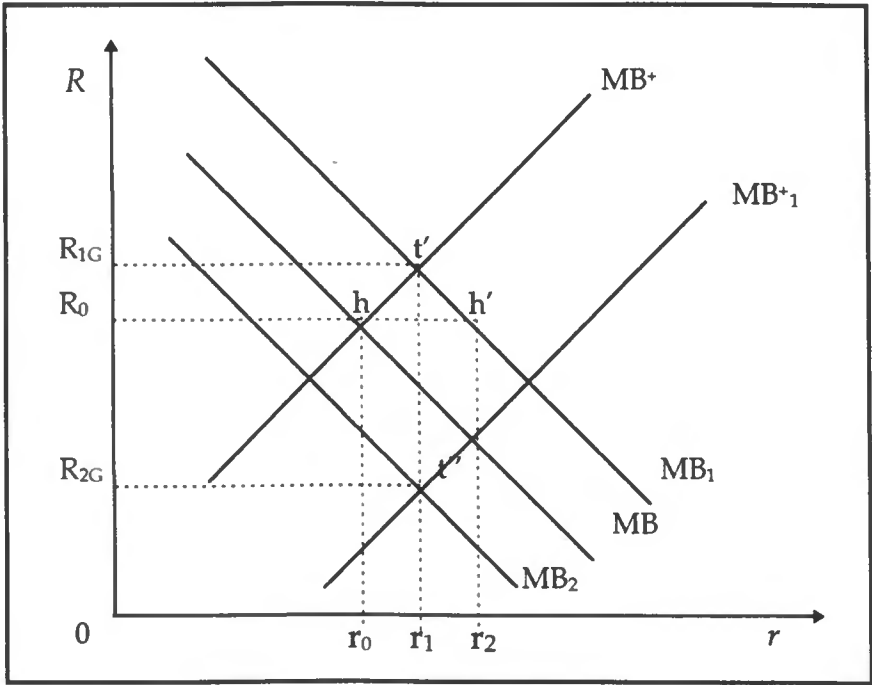


²¹ O equilíbrio inicial situa-se nos pontos r_0 e R_0 das figuras 1.3 e 1.4.

²² Na presença de economias do tipo «price-taker», $r = r_0$ é uma linha vertical.

Na presença de uma economia «grande» (figura 1.4), o sentido de deslocação seria h, h', t' , obtendo-se uma taxa de juro superior à mundial que permite que o nível de apreciação seja inferior ($R_{1G} < R_{1P}$). Em ambos os casos, o horizonte temporal que estabelece a diferença entre h e h' é determinado pelo grau de integração dos mercados.

Figura 1.4 - Trajectória da NATREX - Economia «grande»



O segundo efeito presente em (3.30) reflecte o impacto sobre o endividamento. No quadro da hipótese assumida de estabilidade do sistema, o aumento no endividamento conduz ao acréscimo de poupança face ao investimento, possibilitando níveis de taxas de juro ou de câmbio inferiores para equilíbrio do mercado de bens.

A curva MB_1 desloca-se para MB_2 , situando-se os valores de taxa de juro e de câmbio que garantem o equilíbrio do mercado de bens nos pontos r_0 e R_{2P} . Ou seja, o efeito de longo prazo consistiu na depreciação da taxa de câmbio real natural.

Na presença de uma economia grande, o endividamento externo conduz a um acréscimo da riqueza no «resto do mundo» que se traduz no desequilíbrio do respectivo mercado de bens e desloca MB^+ para MB^{+1} - depreciação da taxa de câmbio do exterior ou aumento da taxa de juro externa.

O novo equilíbrio situa-se em t'' com a taxa de câmbio natural ao nível R_{2G} e a taxa de juro em r_1 . Sublinhe-se que a influência da «dimensão» da economia sobre a taxa de juro conduz a um grau de depreciação da taxa de câmbio real natural superior ao registado para o caso de uma economia pequena ($R_{2P} < R_{2G}$).



1.4.2.2- Aumento da Eficiência Marginal do Investimento

Da análise realizada no ponto 1.4.1.2 ficaram patentes as dificuldades na determinação da trajectória das intensidades de capital e de endividamento decorrentes do aumento da eficiência marginal do investimento, que se vão reflectir na determinação da trajectória e do valor de equilíbrio da taxa de câmbio real natural. Recorrendo aos multiplicadores parciais obtém-se:

$$dR/d\mu = R_k dk/d\mu + R_F dF/d\mu + R_\mu \quad (3.31)$$

O impacto directo sobre a taxa de câmbio real natural que decorre do recurso a financiamento externo para suporte do novo investimento é dado por $R_k = (J_u - y_u) / (-B_R)$. Se o aumento na absorção for superior ao aumento no produto, o efeito é semelhante ao identificado para o caso de financiamento ao consumo, observando-se a deslocação da curva MB para MB_1 .

O equilíbrio e a trajectória para o estado estacionário dependem dos movimentos de capital e endividamento. O efeito da variação da intensidade de capital sobre a taxa de câmbio real, $R_k = (f_k - mC') / (-B_R)$, é indeterminado.

No quadro das referencias indicadas para o significado dos valores assumidos por f_k , podemos estabelecer duas possibilidades. Se f_k for negativo, a poupança aumenta face ao investimento e desloca MB para MB_2 , registando-se a depreciação da taxa de câmbio. Se f_k for positivo, a absorção aumenta em relação ao produto e regista-se um agravamento da balança comercial que torna indefinido o movimento da curva MB .

O efeito do acréscimo do endividamento sobre a taxa de câmbio real natural é dado por:

$$R_f = (-C'(1-m))/(-B_R) < 0 \quad (3.32)$$

Contudo, a indeterminação do efeito da variação de μ sobre o valor e a trajectória para o estado estacionário afecta a avaliação do impacto total sobre o nível de endividamento.

Em alternativa, podemos confirmar as dificuldades de determinação do efeito do aumento da eficiência marginal do investimento sobre a taxa de câmbio real natural, recorrendo à equação de equilíbrio da balança de pagamentos, sendo o efeito traduzido por:

$$R_u = [-mC' (dk/d\mu - dF/d\mu)] - [(r-n) dF/d\mu] / (-B_R) \quad (3.33)$$

Podem-se identificar dois elementos em (3.33), sabendo-se que $(-B_R) > 0$. O primeiro pode ser identificado como efeito sobre as trocas comerciais, enquanto o segundo reflecte o efeito do pagamentos do serviço de dívida ao exterior.

Neste quadro, o aumento da eficiência marginal do investimento reflecte, a partir do primeiro efeito, a depreciação da taxa de câmbio, via aumento da riqueza e posterior repercussão sobre o consumo e as importações.

Da avaliação do segundo efeito, a taxa de câmbio regista tendência para a apreciação face à redução do endividamento e à crescente capacidade de financiamento ao exterior que suporta o serviço de dívida.

O peso relativo destes dois efeitos é, nestas condições, determinante na avaliação do impacto global sobre a taxa de câmbio natural. Se o efeito comercial dominar (for dominado) o (pelo) efeito serviço de dívida, a taxa de câmbio real natural regista uma depreciação (apreciação).

PARTE II

APLICAÇÃO EMPÍRICA

2.1- TEORIA DA COINTEGRAÇÃO

A questão central na teoria da cointegração pode ser identificada pela seguinte formalização. Considerem-se duas variáveis aleatórias, x_t e y_t , não estacionárias e integradas de ordem d , isto é, $(x_t, y_t \sim I_{(d)})$. Prova-se que uma combinação linear das duas variáveis ($Z_t = x_t - \alpha y_t$) é também integrada de ordem d , ($Z_t \sim I_{(d)}$). Contudo, poder-se-á verificar que Z_t tem uma ordem de integração inferior, por exemplo $d-b$ (com $b>0$), obtendo-se $Z_t \sim I_{(d-b)}$. Nesta situação, estabelece-se que as variáveis x_t e y_t estão cointegradas de ordem $d-b$ ($x_t, y_t \sim CI_{(d,b)}$) e que α é o vector de cointegração.

Um caso particular desta formulação surge quando as variáveis são integradas de ordem um ($x_t, y_t \sim I_{(1)}$) e a combinação linear que as relaciona é integrada de ordem zero ($Z_t \sim I_{(0)}$), resultando que as séries estão cointegradas de ordem um ($x_t, y_t \sim CI_{(1,1)}$).

Granger (1986) demonstrou que, se duas variáveis estão cointegradas, existe um mecanismo corrector de erros (MCE) que descreve a dinâmica de curto prazo e que garante o ajustamento no longo prazo em função dos desequilíbrios registados no passado. Ou seja,

$$x_t - x_{t-1} = \beta_0 (x_{t-1} - \alpha y_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

em que $Z_{t-1} = x_{t-1} - \alpha y_{t-1}$ é o mecanismo corrector de erros e ε_t é o resíduo estacionário da regressão.

Engle et al. (1987) mostraram que o vector de cointegração pode ser estimado pelo método dos mínimos quadrados (OLS). A existência da relação de cointegração, garantindo que as variáveis x_t e y_t são cointegradas de ordem um, pode ser verificada pela aplicação do teste de raiz unitária proposto por Dickey et al. (1979,1981) aos resíduos da regressão OLS da variável x_t sobre a variável y_t (ou vice-versa).

Johansen (1988) apresentou uma metodologia para estimação dos vectores de cointegração que possam existir entre um conjunto de variáveis e para teste da respectiva significância estatística, na base do método da máxima verosimelhança.

Considerando um vector X_t de $(n \times 1)$ variáveis integradas de ordem um e assumindo que X_t tem uma representação do tipo VAR de ordem k , obtém-se:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + v_t \quad (4.2)$$

sendo o correspondente equilíbrio estático de longo prazo dado por $\Pi X = 0$. A matriz Π pode ser decomposta em duas componentes, $\Pi = \alpha \beta'$, em que α representa a matriz de ajustamento e as linhas de β' formam r vectores de cointegração distintos. Se β'_i indicar a linha i de β' , então $\beta'_i X_t \sim I_{(0)}$.

A estimação de α e de β' baseia-se no método da máxima verosimelhança, utilizando-se o teste do traço e o teste do rácio de verosimelhança para a determinação do número de vectores de cointegração.

MacDonald et al. (1994) apontam quatro ordens de razões em favor da utilização da metodologia de Johansen face à proposta de Engle-Granger. Em primeiro lugar, consegue captar todas as propriedades inerentes às séries utilizadas. Proporciona estimativas de todos os vectores de cointegração que possam existir. Utiliza uma estatística de teste ao número de vectores de cointegração com distribuição conhecida. E, finalmente, a capacidade adicional de teste de hipóteses aos coeficientes que constituem o vector de cointegração.

Em função dos argumentos apontados, a técnica de cointegração adoptada nas aplicações que se seguem aos modelos monetário e NATREX baseia-se na metodologia proposta por Johansen (1988).

2.2- APLICAÇÃO AO MODELO MONETÁRIO

O modelo monetário com preços flexíveis incorpora no processo de determinação da taxa de câmbio a importância dos diferenciais relativos de massas monetárias, produto e taxa de juro. A solução tradicional estabelece como vimos (1.8):

$$s_t = (m_t - m^*_t) - \alpha_1 (y_t - y^*_t) + \alpha_2 (i_t - i^*_t) \quad (5.1)$$

enquanto que no âmbito da hipótese de expectativas racionais (1.22):

$$s_t = (1/1+\alpha_2) \sum_{j=0}^n (\alpha_2/1+\alpha_2)^j E_t z_{t+j} \quad (5.2)$$

2.2.1- Séries Utilizadas

O espaço de verificação do modelo monetário centra-se nas relações bilaterais entre os EUA e a Alemanha e entre os EUA e o Japão. Por outras palavras, as taxas de câmbio envolvidas são Marco/Dólar (DEM/USD) e Iene/Dólar (JPY/USD), bem como as respectivas variáveis macroeconómicas.

As séries que servem de suporte à verificação da validade do modelo monetário como condição de equilíbrio de longo prazo foram obtidas nas «International Financial Statistics» do Fundo Monetário Internacional e cobrem o período 1972-1995 em observações trimestrais¹ (1972:Q4 a 1995:Q2 numa amostra com 91 observações).

Especificamente, a série da taxa de câmbio utilizada é a constante da linha *ag*, expressa em Dólar/Marco (Iene). O agregado monetário escolhido foi *M1* ajustado sazonalmente - linha 34*b*. O produto é traduzido pelo índice de produção industrial (1990=100) sazonalmente ajustado - linha 66*c*. Finalmente, a taxa de juro de longo prazo utilizada é a referente às obrigações a 10 anos - linha 61, enquanto que a taxa de juro de curto prazo é a taxa de desconto do banco central - linha 60.

¹ No anexo 1 estão patentes as representações gráficas das séries utilizadas.

À excepção das séries referentes à taxa de juro, todas as restantes foram logaritmizadas. A notação utilizada, tanto na parte de tratamento das séries como nas estimações efectuadas, tem a seguinte correspondência:

E.U.A:

LMU	= logaritmo da massa monetária
LYU	= logaritmo do índice de produção industrial
ILU	= taxa de juro de longo prazo
ISU	= taxa de juro de curto prazo

Alemanha:

LSG	= logaritmo da taxa de câmbio nominal (DEM/USD)
LMG	= logaritmo da massa monetária
LYG	= logaritmo do índice de produção industrial
ILG	= taxa de juro de longo prazo
ISG	= taxa de juro de curto prazo

Japão:

LSJ	= logaritmo da taxa de câmbio nominal (JPY/USD)
LMJ	= logaritmo da massa monetária
LYJ	= logaritmo do índice de produção industrial
ILJ	= taxa de juro de longo prazo
ISJ	= taxa de juro de curto prazo

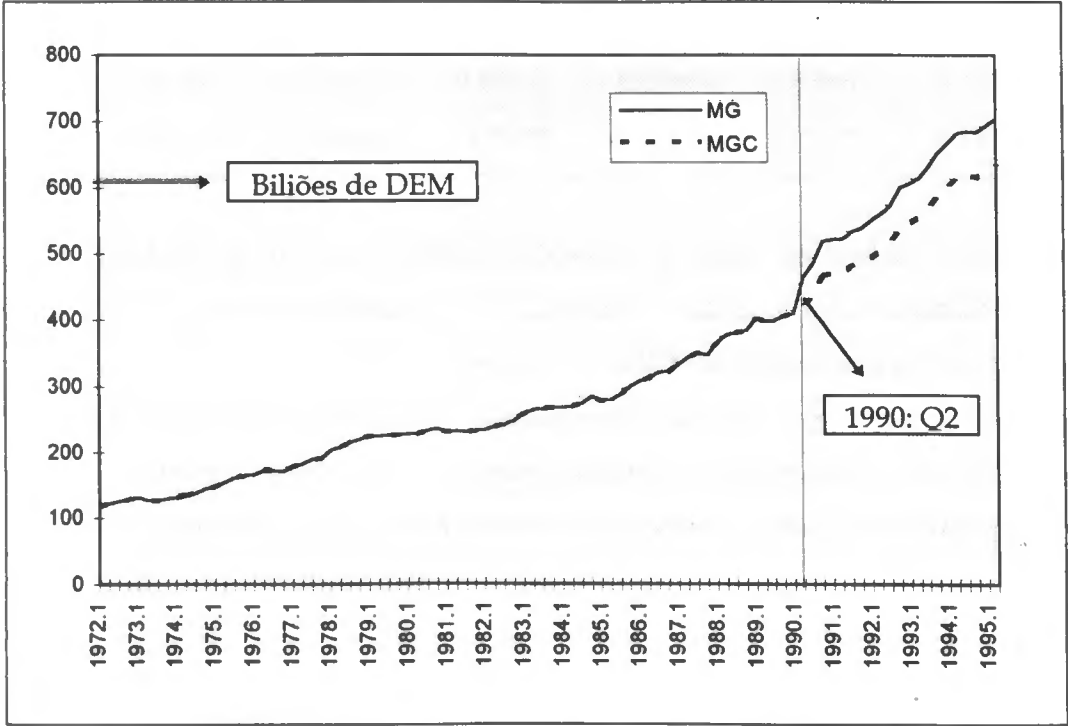
Um problema potencial que se pode colocar à utilização de séries referentes à Alemanha deriva do impacto da reunificação da R.F.A. com a R.D.A.. Após a análise das séries envolvidas, verificou-se para o caso da massa monetária uma alteração significativa no segundo trimestre de 1990 (gráfico 1.1 - série MG).

Com vista à eliminação desta perturbação, efectuou-se uma regressão OLS da primeira diferença do logaritmo da massa monetária sobre uma constante, uma tendência e sobre uma «dummy» de impacto (valor 1 em 1990:Q2 e valor 0 nos restantes trimestres).

O parâmetro estimado relativo à «dummy» de impacto tem um valor de 0.10337. Face ao comportamento sugerido pela evolução temporal da série, procedeu-se ao ajustamento do valor da primeira diferença do logaritmo da massa monetária em 1990:Q2, equivalente a 0.12147, através da subtracção do valor estimado para o parâmetro da «dummy» de impacto. A primeira diferença corrigida do logaritmo da massa monetária no segundo trimestre de 1990 passa assim a ser equivalente a 0.0181.

Incorporando esta alteração na série original através da correcção dos valores posteriores ao segundo trimestre de 1990, obtem-se uma série corrigida da massa monetária da Alemanha, cuja comparação com a original está patente no gráfico 1.1 (série MGC), que será utilizada no decorrer das aplicações efectuadas.

Gráfico 1.1- Séries da massa monetária da Alemanha



2.2.2- Análise das Séries

A avaliação das principais características evidenciadas pelas séries é um instrumento de apoio ao trabalho econométrico. A análise seguinte baseia-se na determinação dos valores das medidas de tendência central (média, mediana e moda), das medidas de dispersão (variância, desvio-padrão, coeficiente de variação e

amplitude de variação), das medidas de assimetria (coeficiente de assimetria) e das medidas de achatamento (curtose), presentes nas tabelas seguintes.

Tabela 1.1 - Estatísticas gerais para as séries dos EUA

Estatísticas	LMU	LYU	ILU	ISU
Média	6.25250	4.39710	0.08873	0.07072
Mediana	6.25179	4.38509	0.08120	0.06500
Moda	-	4.07584	0.07540	0.05500
Variância	0.04780	0.03044	0.00051	0.00072
Desvio-padrão	0.21864	0.17449	0.02249	0.02689
Coeficiente de Variação	0.07976	0.03968	0.25345	0.38024
Mínimo	5.46720	4.06900	0.05610	0.03000
Máximo	7.11660	4.68860	0.14850	0.14000
Amplitude de Variação	1.64940	0.61960	0.09240	0.11000
Coeficiente de Assimetria	0.10157	-0.1526	0.93010	0.70372
Coeficiente de Achatamento	-1.2845	-1.2037	0.01031	0.13149

As medidas de tendência central referentes às séries da taxa de câmbio não registam afastamento significativo. A volatilidade, traduzida pela variância, é mais notória na série referente à taxa de câmbio JPY/USD. Relativamente ao afastamento do eixo de simetria da distribuição, a estatística indicada sugere que a série LSG evidência assimetria positiva, isto é, o ramo direito da distribuição é mais longo que o esquerdo, enquanto LSJ apresenta assimetria negativa. Ambas são platicúrticas, ou seja, o topo da distribuição é achatado.

As séries da massa monetária apresentam medidas de tendência central próximas, reflectidas na fraca assimetria que o respectivo coeficiente traduz. Refira-se que a volatilidade é mais notória nas séries da Alemanha e do Japão e que todas as séries são platicúrticas.

Os índices de produção industrial evidenciam um comportamento de relativa estabilidade, registando-se, igualmente, a proximidade dos valores das medidas de tendência central. São séries praticamente simétricas, com desvios pouco significativos quer à direita quer à esquerda. O grau de achatamento das distribuições é semelhante.

Tabela 1.2 - Estatísticas gerais para as séries da Alemanha

Estatísticas	LSG	LMG	LYG	ILG	ISG
Média	0.75208	5.5889	4.4431	0.0769	0.0507
Mediana	0.7173	5.5889	4.4320	0.0773	0.0450
Moda	0.3247	-	4.3605	0.0790	0.0350
Variância	0.0478	0.2134	0.0106	0.0002	0.0003
Desvio-padrão	0.2186	0.4619	0.1030	0.0141	0.0175
Coeficiente de Variação	0.2907	0.0827	0.0231	0.1836	0.3448
Mínimo	0.3430	4.7630	4.2542	0.0540	0.0250
Máximo	1.1638	6.4268	4.6482	0.1110	0.0825
Amplitude de Variação	0.8208	1.6638	0.3940	0.0570	0.0575
Coeficiente de Assimetria	0.14488	0.0375	0.37743	0.2797	0.3180
Coeficiente de Achatamento	-1.0942	-0.9612	-0.8115	-0.6381	-1.334

Tabela 1.3 - Estatísticas gerais para as séries do Japão

Estatísticas	LSJ	LMJ	LYJ	ILJ	ISJ
Média	5.2372	4.3582	4.6318	0.0658	0.0485
Mediana	5.3817	4.3393	4.2800	0.0679	0.050
Moda	5.7138	-	4.0758	0.0931	0.025
Variância	0.1302	0.1587	0.0500	0.004	0.0004
Desvio-padrão	0.3609	0.3984	0.2235	0.0189	0.0206
Coeficiente de Variação	0.0689	0.0914	0.0519	0.2881	0.4251
Mínimo	4.4380	3.4723	3.8712	0.0236	0.010
Máximo	5.7138	4.9885	4.6318	0.0953	0.090
Amplitude de Variação	1.2758	1.5162	0.7606	0.0717	0.080
Coeficiente de Assimetria	-0.3954	-0.3319	-0.1904	-0.220	0.3458
Coeficiente de Achatamento	-1.1354	-0.8067	-1.2262	-1.057	-0.501

O comportamento das séries da taxa de juro de curto prazo é, em termos gerais, mais volátil que o das de longo prazo. É também sugerido que estas são, em termos médios, mais elevadas que as taxas de juro de curto prazo. Os coeficientes de assimetria das séries indiciam alguns sinais de afastamento positivo face ao eixo de simetria. O achatamento das distribuições é mais notório nas séries da taxa de juro

de curto prazo. Sublinhe-se, por último, que estas características são, em termos gerais, confirmadas quando se efectua a transposição da análise para a comparação intra-país.

A avaliação da estacionaridade das séries revela-se essencial na determinação das principais características evidenciadas, reforçada pelos requisitos da metodologia de cointegração adiante aplicada.

Uma variável diz-se integrada de ordem d quando é necessário diferenciá-la d vezes de forma a torná-la estacionária. Assim, é necessário proceder à determinação da ordem de integração das séries envolvidas. Dickey et al. (1979,1981) propõem um teste de raiz unitária, conhecido na literatura por teste ADF («Augmented Dickey-Fuller»), que permite a determinação da ordem de integração de uma variável y_t baseada numa regressão genérica do tipo:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \theta Y_{t-1} + \phi \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

A utilização do ajustamento anterior exige a determinação do número de desfasamentos a considerar (k). A selecção efectuada baseou-se na minimização do critério de informação de Akaike (AIC) (Akaike (1981)).

Em função da periodicidade trimestral das séries fixou-se em cinco (4+1) o limite máximo para k . De seguida, efectuando sucessivas regressões do tipo (5.3) para cada um dos valores de k calculou-se o valor assumido pelo AIC. Verificou-se em que desfasamento o referido critério era minimizado, garantindo a ausência de autocorrelação (processo autoregressivo de média móvel 4 - AR/MA4). Os resultados obtidos figuram na tabela 1.4.

Na base dos resultados da tabela anterior realizaram-se os testes ADF para as variáveis em níveis. A hipótese nula subjacente estabelece que as variáveis são integradas de ordem um, enquanto que a hipótese alternativa aponta para a presença de variáveis integradas de ordem zero. Os resultados dos testes ADF patentes na tabela 1.5 sugerem a não estacionaridade das séries em níveis, apresentando evidencia de raízes unitárias².

² A análise da tabela 1.5 permite verificar que a série LYU apresenta evidencia no sentido da estacionaridade em níveis. MacDonald et al. (1993) tratam um caso semelhante considerando, face ao poder dos testes e à proximidade das estatísticas, que a série tem uma raiz unitária.

Tabela 1.4- Escolha da ordem de desfasamento

	AIC	Ar/Ma 4	p-value	k
LMU	-5.3636	4.7078	0.319	5
LYU	-5.4744	3.0053	0.557	3
ILU	-7.2935	3.8907	0.421	1
ISU	-7.2485	2.6820	0.612	5
LSG	-2.6859	2.4410	0.655	4
LMG	-5.3636	3.4764	0.481	5
LYG	-5.2439	3.0053	0.557	3
ILG	-7.9157	1.9669	0.742	3
ISG	-8.0135	1.8933	0.755	3
LSJ	-2.8070	3.4653	0.483	4
LMJ	-5.1355	5.0264	0.285	2
LYJ	-5.4000	4.3905	0.111	1
ILJ	-7.8315	1.3663	0.850	3
ISJ	-7.7559	5.5626	0.234	2

Tabela 1.5 - Testes ADF

	k	ADF	Valor Critico
LMU	3	-2.9517	-3.4614
LYU	3	-3.7996	-3.4614
ILU	1	-1.9310	-3.4602
ISU	5	-2.5333	-3.4626
LSG	4	-2.5114	-3.4620
LMG	5	-1.8294	-3.4626
LYG	3	-3.2926	-3.4614
ILG	3	-3.0846	-3.4614
ISG	3	-3.3248	-3.4614
LSJ	4	-2.8474	-3.4620
LMJ	2	-3.1151	-3.4620
LYJ	1	-2.7297	-3.4602
ILJ	3	-3.4573	-3.4614
ISJ	2	-3.8823	-3.4608

Nestas condições, é necessário verificar se após a primeira diferenciação as séries se tornam estacionárias. Seguindo o critério anteriormente explicitado para escolha do desfasamento a utilizar após a primeira diferenciação das séries, procedeu-se aos testes ADF baseados agora numa regressão do tipo:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \phi \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \tag{5.4}$$

A hipótese nula postula que as variáveis são integradas de ordem dois (ou superior), enquanto que a hipótese alternativa aponta para variáveis integradas de ordem um. Os resultados obtidos para a escolha de *k* figuram na tabela 1.6, enquanto que na tabela 1.7 estão expressos os resultados dos testes ADF e sugerem a estacionaridade na primeira diferença.

Tabela 1.6- Escolha da ordem de desfasamento

	AIC	Ar/Ma 4	p-value	k
ΔLMU	-5.3463	2.8796	0.578	1
ΔLYU	-5.3975	2.8239	0.588	1
ΔILU	-7.2374	4.3131	0.365	1
ΔISU	-7.1914	6.6722	0.154	2
ΔLSG	-2.6444	5.6259	0.229	2
ΔLMG	-5.3572	3.6308	0.458	4
ΔLYG	-5.1623	4.4961	0.343	1
ΔILG	-7.8547	4.0681	0.397	1
ΔISG	-7.9241	2.7868	0.594	1
ΔLSJ	-2.7502	0.7590	0.944	5
ΔLMJ	-5.0710	4.0678	0.397	1
ΔLYJ	-5.5302	3.7321	0.443	5
ΔILJ	-7.7582	2.4275	0.658	2
ΔISJ	-7.6678	4.8799	0.300	1

Tabela 1.7 - Testes ADF

	k	ADF	Valor Critico
Δ LMU	1	-5.8452	-2.8943
Δ LYU	1	-5.3529	-2.8943
Δ ILU	1	5.7820	-2.8943
Δ ISU	2	-3.8381	-2.8947
Δ LSG	2	-4.8927	-2.8947
Δ LMG	4	-4.8015	-2.8955
Δ LYG	1	-5.2015	-2.8943
Δ ILG	1	-5.6751	-2.8943
Δ ISG	1	-3.7122	-2.8943
Δ LSJ	5	-4.2738	-2.8955
Δ LMJ	1	-6.0131	-2.8939
Δ LYJ	5	-3.9037	-2.8955
Δ ILJ	2	-3.3622	-2.8943
Δ ISJ	1	-4.3058	-2.8939

Nestas termos, é plausível considerar que as séries analisadas preenchem um dos requisitos para selecção dos componentes que integram o vector de cointegração - ordem de integração semelhante (séries $I(1)$).

2.2.3- Relações de Cointegração

A metodologia adoptada na verificação da validade do modelo monetário como condição de equilíbrio de longo prazo é a proposta por Johansen (1988) em função das vantagens apontadas por MacDonald et al. (1994), anteriormente referidas. Um requisito essencial desta metodologia envolve a escolha do desfasamento a considerar para a formulação do tipo VAR indicada em (4.2).

O critério de escolha utilizado baseou-se numa regressão OLS envolvendo a primeira diferença da variável dependente e os desfasamentos em níveis e em diferenças das variáveis dependente e independentes. Aplicado ao contexto EUA/Alemanha, obtem-se:

$$\Delta LSG = f (\Delta LSG_{t-i}, \Delta LYU_{t-i}, \dots, \Delta ISG_{t-i}; LSG_{t-i}; LYU_{t-i}; \dots; LSG_{t-i}) \quad (5.5)$$

O limite máximo fixado foi de cinco desfasamentos ($i=1,2,\dots,5$). Procedeu-se ao ajustamento OLS indicado com i fixado no limite máximo estabelecido. De seguida, testou-se a validade da não inclusão das variáveis com desfasamento de ordem cinco, com base nos testes do rácio de verosimelhança e no multiplicador de Lagrange, garantindo adicionalmente a ausência de autocorrelação.

Repetindo o procedimento descrito para os testes de exclusão de variáveis para i igual a sucessivamente quatro, três, dois e um, verificou-se em qual era rejeitada a hipótese de não inclusão dessa ordem de desfasamento.

Por outras palavras, com um modelo alargado a cinco desfasamentos, testou-se a validade da exclusão das variáveis com ordem de desfasamento igual a cinco, garantindo a ausência de autocorrelação. Se os testes sugerirem a possibilidade de eliminar da regressão as variáveis correspondentes a $i=5$ repete-se sucessivamente todo o processo para $i=4$ e eventualmente para $i=3,2,1$.

No caso da aplicação às variáveis integrantes do modelo monetário, tanto no caso EUA-Alemanha como no caso EUA-Japão, o procedimento indicado conduziu à fixação de uma ordem equivalente a três ($\text{VAR}=3$).

No contexto das propostas de Johansen (1988), os métodos de verificação da existência de relações de cointegração entre as variáveis consideradas baseiam-se em dois testes à matriz Π indicada em (4.2) - teste do rácio de verosimelhança e teste do traço.

O(s) vector(es) de cointegração cuja existência se pretende verificar, integra(m) as variáveis correspondentes à taxa de câmbio, à massa monetária, à produção industrial e às taxas de juro de longo prazo. Optou-se pela exclusão das taxas de juro de curto prazo do(s) vector(es) de cointegração face à potencial colinearidade entre as séries de taxa de juro de curto e de longo prazo. No entanto, o seu efeito será considerado na modelização posterior da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio.

A relação de cointegração a confirmar inclui as variáveis LSG, LMG, LMU, LYG, LYU, ILG, ILU, para o caso EUA-Alemanha e as variáveis LSJ, LMJ, LMU, LYJ, LYU, ILJ, ILU, para o caso EUA-Japão. Os resultados do teste do rácio de verosimelhança ($\max. \lambda$) e do teste do traço são apresentados nas tabelas seguintes:

Tabela 1.8 - Determinação do nº de vectores de cointegração (r) - EUA/Alemanha

H ₀	H ₁	Max. λ	Valor Crítico (95%)	Traço	Valor Crítico (95%)
r = 0	r >= 1	68.318	45.277	162.25	124.24
r <= 1	r >= 2	42.259	39.372	93.939	94.155
r <= 2	r >= 3	23.746	33.416	51.679	68.524
r <= 3	r >= 4	16.781	27.067	27.932	47.210
r <= 4	r >= 5	6.9573	20.967	11.151	29.680
r <= 5	r >= 6	3.9527	14.069	4.1914	15.410
r <= 6	r >= 7	0.2414	3.7620	0.2414	3.7620

Tabela 1.9 - Determinação do nº de vectores de cointegração (r) - EUA/Japão

H ₀	H ₁	Max. λ	Valor Crítico (95%)	Traço	Valor Crítico (95%)
r = 0	r >= 1	52.3335	45.277	146.704	124.243
r <= 1	r >= 2	31.6262	39.372	94.3710	94.155
r <= 2	r >= 3	26.7554	33.461	62.7449	68.524
r <= 3	r >= 4	15.6480	27.067	35.9895	47.210
r <= 4	r >= 5	11.6396	20.967	20.3415	29.680
r <= 5	r >= 6	7.91540	14.069	8.70190	15.410
r <= 6	r >= 7	0.78652	3.7620	0.78652	3.7620

Os resultados anteriores apontam para a existência de dois vectores de cointegração para o caso da aplicação aos E.U.A/Alemanha. Para o caso E.U.A/Japão -tabela 1.9- é sugerida a presença de um vector³.

³ Os resultados do teste do traço sugerem a existência de dois vectores de cointegração. Em função da diferença pouco significativa face ao valor critico, considerou-se que existe apenas um vector de cointegração, de acordo com as indicações do teste do rácio de verosimelhança.

Os vectores de cointegração encontrados apresentam a seguinte configuração:

Tabela 1.10- Vectores de Cointegração E.U.A/ Alemanha e EUA/Japão

	Vector 1	Vector 2		Vector 1
LSG	-1.00000	-1.00000	LSJ	-1.0000
LMG	-0.75752	0.07537	LMJ	-1.6853
LMU	-0.30536	-0.61176	LMU	0.43213
LYG	-2.80720	-6.08750	LYJ	-0.81207
LYU	+4.0287	+4.3821	LYU	1.73580
ILG	14.7646	+9.2998	ILJ	4.62280
ILU	0.79458	-12.6632	ILU	0.43603

Os resultados encontrados mostram evidencia no sentido da correcta sinalização dos parâmetros dos vector de cointegração, em particular no vector 2 da aplicação USD/DEM. O vector encontrado para o caso EUA/Japão apresenta, relativamente à massa monetária e à taxa de juro de longo prazo americana, sinais contrários aos ditados pela teoria.

A confirmação da existência de vectores de cointegração indica a validade do modelo monetário como condição de equilíbrio na determinação da taxa de câmbio, e de acordo com MacDonald et al. (1994) é sinónimo da ausência de bolhas especulativas. Este resultado não se enquadra nas conclusões dos trabalhos desenvolvidos por Baillie et al. (1987), McNown et al. (1989) e Sarantis (1994). No entanto, situa-se na mesma linha das conclusões de MacDonald et al. (1993, 1994) nas aplicações ao contexto EUA/ Alemanha e EUA/Reino Unido.

Do ponto de vista teórico, a verificação da existência de mais do que um vector de cointegração aponta para a presença de uma combinação linear que relaciona os vectores encontrados e que respeita os pressupostos teóricos subjacentes aos parâmetros. A aplicação da metodologia de Johansen possibilita o teste de restrições no vector de cointegração.

Nesta perspectiva, testou-se a validade da imposição das restrições tradicionais ao modelo monetário. Ou seja, elasticidades unitárias simétricas da massa monetária, soma nula das elasticidades do rendimento e soma nula das semi-elasticidades da taxa de juro de longo prazo.

Na base do teste à validade das restrições no vector de cointegração, obteve-se uma estatística $\chi^2_{(2)} = 22.0566$ (0.000) para o caso EUA/Alemanha, e $\chi^2_{(3)} = 18.8057$ (0.000) para o caso EUA/Japão, que inviabilizam a validação das restrições impostas.

Este resultado sugere que a configuração tradicional do modelo monetário não consegue captar a relação entre as variáveis identificadas como cointegradas com a taxa de câmbio. As variáveis da massa monetária, por exemplo, revelaram-se importantes na determinação do equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio. No entanto, o relacionamento encontrado, via parâmetros do vector de cointegração, não é o sugerido pelo enquadramento teórico do modelo monetário - elasticidades unitárias e simétricas das massas monetárias.

Em suma, o relacionamento das variáveis massa monetária, produto e taxa de juro com a taxa de câmbio, identificado pelo vector de cointegração, não é traduzido pela ligação sintética que o modelo monetário propõe.

2.2.4- Modelização da Dinâmica de Curto Prazo da Tx. Câmbio

A relação de cointegração pode ser incorporada na modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio. De acordo com o teorema da representação de Granger (Granger (1986)), a verificação de uma relação de cointegração entre um conjunto de séries $I(1)$ conduz à existência de uma representação dinâmica do tipo mecanismo corrector de erros.

Por outras palavras, existe um modelo do tipo VAR nas primeiras diferenças das variáveis complementado pelo mecanismo de correcção. Aplicada ao contexto DEM/USD a dinâmica de curto prazo será traduzida por um ajustamento do tipo:

$$\begin{aligned} \Delta LSG_t = & \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta LSG_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta LMG_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \chi_i \Delta LMU_{t-i-1} + \\ & + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta LYU_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta YG_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \varphi_i \Delta ILU_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \eta_i \Delta ILG_{t-i-1} + \\ & + \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta ISU_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \theta_i \Delta ISG_{t-i-1} + \rho Z_{t-1} + \mu \end{aligned} \quad (5.6)$$

onde μ_t representa o erro da regressão e Z_{t-1} denota o mecanismo corrector de erros normalizado, esperando-se que evidencie um coeficiente estimado negativo. Um valor positivo do mecanismo corrector de erros num determinado momento, corresponde à indicação do posicionamento da taxa de câmbio acima do equilíbrio de longo prazo, que provocará a redução da variação da taxa de câmbio no período seguinte.

Nestas condições, quando as variáveis em diferenças encontrarem os valores de equilíbrio do estado estacionário, a solução do sistema é traduzida pela relação de cointegração indicada pelo mecanismo corrector de erros, que apresenta a seguinte configuração (casos DEM/USD e JPY/USD, respectivamente (5.7) e (5.8)):

$$MCE = -LSG - 0.07537 LMG + 0.61176 LMU + 6.0875 LYG - 4.3821 LYU - 9.2998 ILG + 12.6632 ILU$$

$$MCE = -LSJ + 1.6853 LMJ - 0.43213 LMU + 0.81207 LYJ - 1.7358 LYU - 4.6228 ILJ + 0.43603 ILU$$

A formalização tipo (5.6) foi aplicada aos contextos EUA/Alemanha e EUA/Japão e envolve o período 1972-Q4 a 1992-Q4, reservando-se 10 observações para um exercício de previsão fora da amostra. Fixou-se em cinco o número de desfasamentos considerado ($i=0,1,\dots,5$). Após a eliminação das variáveis não relevantes, na base de testes do multiplicador de Lagrange e do rácio de verosimilhança, as regressões parcimoniosas referentes à dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio DEM/USD e JPY/USD, apresentam a seguinte forma, (5.9) e (5.10), respectivamente:

$$\Delta LSG = \beta_0 + \beta_1 \Delta LSG_{t-2} + \beta_2 \Delta LYG_{t-4} + \beta_3 \Delta LYU + \beta_4 \Delta ILG_{t-1} + \beta_5 \Delta LIG_{t-2} + \beta_6 \Delta ISU_{t-4} + \beta_7 MCE_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta LSJ = \beta_1 \Delta ILU + \beta_2 \Delta ILU_{t-4} + \beta_3 \Delta ISJ + \beta_4 \Delta ISU_{t-1} + \beta_5 MCE_{t-1} + \varepsilon_t$$

Os principais resultados obtidos figuram nas tabelas 1.11 e 1.12, onde é possível verificar a relevância do MCE e confirmar o sinal esperado do respectivo parâmetro.

Tabela 1.11 - Resultados da regressão (5.9)

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
Coeficiente	0.116	-0.183	-0.612	1.711	-6.391	-4.827	-1.939	-0.312
Rácio-t	5.969	-2.034	-1.707	4.5153	-4.315	-3.067	-2.063	-6.602
Erro Padrão	0.0501	$\Sigma \epsilon^2$		0.1707	$F_{(7,68)}$		9.0039	
\bar{r}^2	0.4276	DW		1.9702				

Tabela 1.12 - Resultados da regressão (5.10)

	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
Coeficiente	3.3268	2.6770	3.0701	-1.3433	-0.0016
Rácio-t	3.3554	2.9079	3.0830	-1.4932	-1.5539
Erro Padrão	0.0513	DW		1.8404	
\bar{r}^2	0.2802	$F_{(4,72)}$		-1.553	
$\Sigma \epsilon^2$	0.1896				

De seguida procedeu-se à realização de testes sobre um conjunto de hipóteses inerentes às características do ajustamento encontrado. A verificação de ausência de autocorrelação dos resíduos (H_0) baseia-se no teste de Godfrey (1978). O teste de Breusch-Pagan (1980) permite verificar se a intensidade dos efeitos dos resíduos no comportamento da variável a explicar se mantém constante de observação para observação. A hipótese nula refere-se à homocedasticidade. A distribuição normal dos resíduos do modelo é verificada pelo teste de Bera-Jarque (1981) e considera como H_0 a normalidade da distribuição dos resíduos. A validade da especificação da forma funcional do ajustamento é verificada pelo teste «reset» (Ramsey (1969)).

O resultado dos testes identificados, na versão do multiplicador de Lagrange (LM) e na versão F , está expresso nas tabelas 1.13 e 1.14 e permite verificar que o ajustamento proposto respeita as hipóteses principais inerentes à utilização do método dos mínimos quadrados. No âmbito dos testes realizados, é plausível reconhecer ao modelo condições de fiabilidade aceitáveis.

Tabela 1.13 - Resultados dos Testes (EUA/Alemanha)

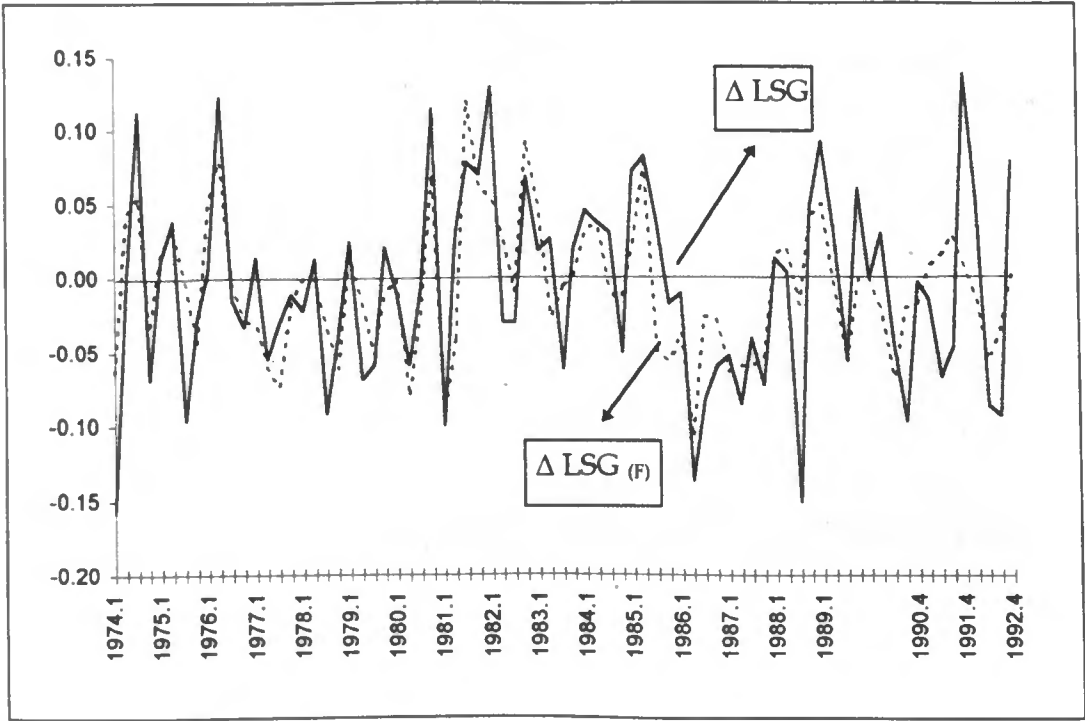
	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
Autocorrelação	$\chi^2_{(4)} = 2.6563$	(0.617)	$F_{(4,64)} = 0.5794$	(0.679)
Especificação	$\chi^2_{(1)} = 0.0034$	(0.953)	$F_{(1,67)} = 0.0030$	(0.956)
Normalidade	$\chi^2_{(2)} = 0.2684$	(0.874)	-	
Heterosced.	$\chi^2_{(1)} = 2.3247$	(0.127)	$F_{(1,74)} = 2.3349$	(0.131)

Tabela 1.14 - Resultados dos Testes (EUA/Japão)

	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
Autocorrelação	$\chi^2_{(4)} = 2.1617$	(0.706)	$F_{(4,68)} = 0.4910$	(0.742)
Especificação	$\chi^2_{(1)} = 2.2040$	(0.138)	$F_{(1,71)} = 2.0921$	(0.152)
Normalidade	$\chi^2_{(2)} = 2.7396$	(0.134)	-	
Heterosced.	$\chi^2_{(10)} = 0.0441$	(0.834)	$F_{(1,75)} = 0.0430$	(0.836)

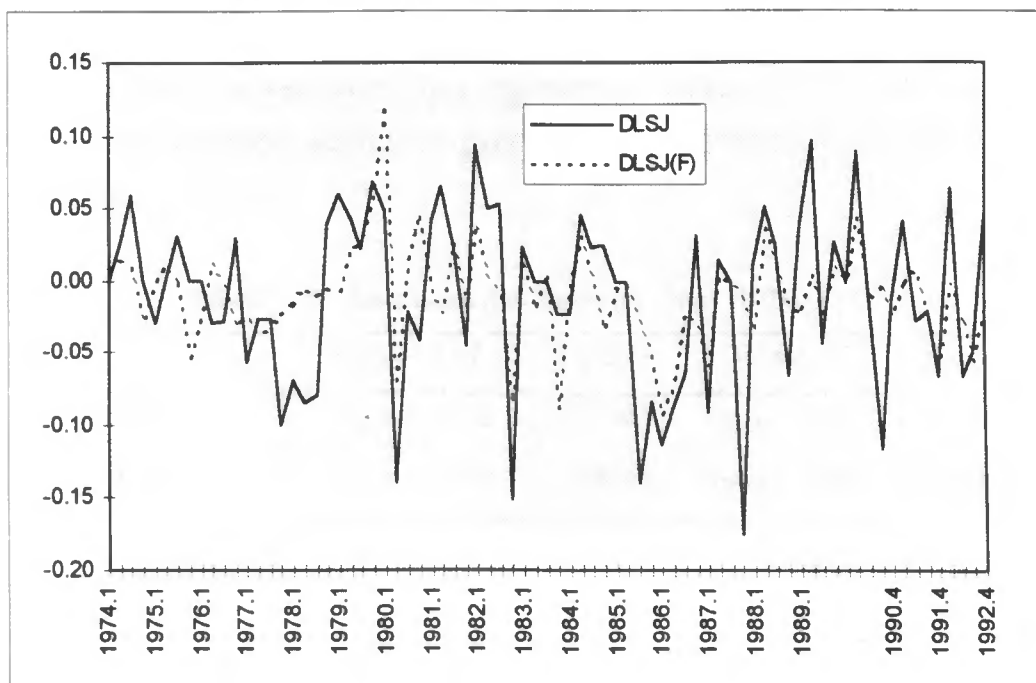
No gráfico 1.2 apresentam-se as configurações da série ΔLSG e da resultante dos parâmetros estimados pelo modelo ($\Delta LSG_{(F)}$) no horizonte de estimação 1972:Q4-92:Q4.

Gráfico 1.2 - Representação das séries ΔLSG e $\Delta LSG_{(F)}$



A representação anterior apresenta evidência no sentido da correcta sinalização dos movimentos da taxa de câmbio, na base da modelização da dinâmica de curto prazo. São identificados, de uma forma geral, os pontos de viragem no comportamento da taxa de câmbio DEM/USD.

Gráfico 1.3 - Representação das séries ΔLSJ e $\Delta LSJ_{(F)}$



A representação das séries ΔLSJ e $\Delta LSJ_{(F)}$ patente no gráfico anterior sugere a proximidade entre as indicações fornecidas pela modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio e a evolução observada nos mercados. São detectadas, em termos genéricos, os principais movimentos da taxa de câmbio JPY/USD.

2.2.5- Previsão Fora da Amostra

O problema da permanência da estrutura surge quando já se dispõe de uma estrutura estimada e ficam disponíveis novas observações acerca das variáveis. A questão que se coloca consiste em saber se estas novas observações se adaptam ao modelo já ajustado ou se, em alternativa, o contrariam. Neste sentido, a garantia de permanência de estrutura de um modelo é fundamental para a confirmação da validade das previsões efectuadas.

No modelo em análise, procedeu-se inicialmente à estimação para o período 1972:Q4-92:Q4 e pretende-se verificar se os dados mantidos fora da amostra, referentes a 1993:Q1-95:Q2, se incorporam na estrutura estimada.

Realizaram-se os testes de Chow (1960) para avaliar a equivalência dos coeficientes da regressão nos dois períodos considerados, condicionada pela equivalência da variância dos resíduos (primeiro teste de Chow). E para verificar a validade das previsões (segundo teste de Chow).

A análise dos resultados que figuram na tabelas 1.15 e 1.16 sugerem a aderência das previsões efectuadas para o horizonte 1993-95 à estrutura estimada para o período 1973-92.

Tabela 1.15 - Resultados dos Testes de Chow (DEM/USD)

	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
1ª Teste	$\chi^2_{(8)} = 5.4512$	(0.708)	$F_{(8,70)} = 0.6813$	(0.706)
2ª Teste	$\chi^2_{(10)} = 9.8310$	(0.455)	$F_{(10,68)} = 0.9831$	(0.466)

Tabela 1.16 - Resultados dos Testes de Chow (JPY/USD)

	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
1ª Teste	$\chi^2_{(5)} = 2.6929$	(0.747)	$F_{(5,77)} = 0.5385$	(0.746)
2ª Teste	$\chi^2_{(10)} = 11.146$	(0.346)	$F_{(10,72)} = 1.114$	(0.363)

A utilização do método dos mínimos quadrados recursivos é outra ferramenta de auxílio na avaliação da validade do exercício de previsão. A metodologia empregue baseia-se no cálculo recursivo dos valores assumidos por cada parâmetro da regressão introduzindo-se, de forma sucessiva, uma observação adicional. Os resultados obtidos são posteriormente enquadrados nas respectivas bandas dos desvios padrão. As representações patentes nos gráficos do anexo 3 e 4 sugerem conclusões idênticas às evidenciadas pelos testes de Chow.

Na tentativa de determinar a validade das previsões fora da amostra facultadas pelo modelo passou-se, por último, à comparação da «qualidade» das previsões entre o ajustamento encontrado e um modelo do tipo «passeio aleatório». A base de comparação situa-se no cálculo da raiz quadrada da média do quadrado dos erros de previsão cometidos, conhecido na literatura por «RMSE».

Procedeu-se ao cálculo da estatística «RMSE» para os ajustamentos em questão, em três horizontes temporais distintos - quatro trimestres (1993:Q1-93:Q4), oito trimestres (93:Q1-94:Q4) e dez trimestres (1993:Q1-95:Q2). Das tabelas 1.17 e 1.18 é visível o domínio da modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio no contexto do modelo monetário (MM), sobre um ajustamento do tipo «passeio aleatório» (RW) em todos os horizontes de previsão considerados.

Tabela 1.17 - «RMSE» (Alemanha)

Horizonte (Trimestres)	MM	RW
4	0.0675	0.0897
8	0.0558	0.0716
10	0.0513	0.0663

Tabela 1.18 - «RMSE» (Japão)

Horizonte (Trimestres)	MM	RW
4	0.0570	0.4017
8	0.0523	0.2859
10	0.0547	0.0643

Em função dos resultados sugeridos pelos diversos testes efectuados é legítimo considerar que a estimação proposta garante níveis de fiabilidade aceitáveis, atingindo o erro médio de previsão da variável ΔLSG o valor de (-0.0017) e da variável ΔLSJ o valor de (-0.019).

2.3 - APLICAÇÃO AO MODELO NATREX

A modelização da taxa de câmbio real natural (NATREX) baseia-se na captação do impacto oriundo das variáveis fundamentais, de acordo com a proposta de Stein (1990).

Em particular, foi vincada a diferenciação de comportamentos da NATREX face à exposição a perturbações distintas. Recurso a financiamento externo visando o suporte do consumo, via aumento da taxa social de preferência pelo tempo. Ou recurso a endividamento externo com vista ao financiamento do investimento, em função do aumento da eficiência marginal do investimento.

Como vimos, o efeito do primeiro sobre a NATREX é traduzido por (6.1), enquanto que o impacto da segunda perturbação é dado por (6.2):

$$dR/dg = R_F (dF/dg) + R_g \quad (6.1)$$

$$dR/d\mu = R_k (dk/d\mu) + R_F (dF/d\mu) + R_\mu \quad (6.2)$$

que pode ser agrupado em:

$$dR/dt = (R_k dk/dt + R_F dF/dt) + (R_g dg/dt + R_\mu d\mu/dt) \quad (6.3)$$

Analisando com maior pormenor os elementos presentes na equação anterior obtêm-se indicações acerca da tradução econométrica de (6.3), ressaltando-se que a relação encontrada é dinâmica e não a correspondente ao equilíbrio de longo prazo que se pretende captar.

A variação da intensidade de capital é positivamente relacionada com o crescimento da produtividade, via função de produção. Dado que $(dy/dt) = y_k (dk/dt)$, então $R_k (dk/dt)$ é uma função do crescimento da produtividade. A variação da intensidade de endividamento, é dependente da diferença $(F - F^*)$ - ligada ao parâmetro g - e da variação temporal da intensidade de capital. Nestas condições, podemos estabelecer que o primeiro termo de (6.3) pode ser traduzido por $\beta_1 (dy/dt) + \beta_2 g$.

O segundo termo pode ser ligado aos efeitos de médio prazo provenientes dos choques considerados e que conduzem ao aparecimento de um diferencial de taxa de juro real de longo prazo.

Neste enquadramento, podemos considerar que a equação (6.3) pode ser traduzida, do ponto de vista econométrico, por uma relação dinâmica do tipo:

$$dR/dt = \beta_1 dy/dt + \beta_2 g + \beta_3 (r-r^+) \quad (6.4)$$

que serve de base à escolha das variáveis com possibilidade de representarem a relação de equilíbrio de longo prazo.

Na aplicação da metodologia de cointegração ao modelo NATREX, Stein (1993) considera como variáveis integrantes da relação que traduz o equilíbrio de longo prazo os indicadores de preferência social pelo tempo e de produtividade e o diferencial de taxa de juro real de longo prazo.

Adicionalmente, são incluídas no ajustamento que traduz a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio real natural as variáveis do nível de endividamento e das taxas de crescimento real do produto. A metodologia de cointegração aí utilizada deriva da aplicação da técnica de Phillips-Loretan¹ baseada numa equação do tipo:

$$X_{(t)} = B Z_{t-1} + a (X_{t-1} - B Z_{t-1}) + b (Z_t - Z_{t-1}) + e \quad (6.5)$$

em que $X_{(t)}$ representa a variável taxa de câmbio real e Z_t representa as variáveis de longo prazo - preferência social pelo tempo e produtividade -, sendo B o vector de cointegração.

Ao contrário de Stein (1993), adoptaremos a metodologia de Johansen (1988) ao contexto do modelo NATREX, com vista à determinação da respectiva validade como condição de equilíbrio de longo prazo, seguindo uma estrutura de trabalho semelhante à aplicada ao espaço do modelo monetário. A uniformização de critérios e a utilização de uma base de trabalho com maior presença na literatura económica sobre identificação do equilíbrio de longo prazo da taxa de cambio, motivaram a escolha.

¹ Campbell et al. (1991) apresentam uma descrição pormenorizada deste tipo de técnica.

2.3.1- Séries Utilizadas

O contexto de aplicação do modelo NATREX tem privilegiado o relacionamento multilateral, estimando relações entre a economia nacional e o resto do mundo. Por outras palavras, este tipo de modelização não tem tido aplicação a um espaço bilateral, por exemplo, à taxa de câmbio DEM/USD, mas a um contexto alargado, como é o caso da taxa de câmbio referente às relações EUA/G10 (Stein (1990)).

Os pressupostos do modelo NATREX são, de seguida, aplicados ao espaço da taxa de câmbio real do Dólar face ao conjunto formado pelo Marco alemão e pelo Iene japonês, na tentativa de formar um bloco homogéneo face à modelização efectuada para o modelo monetário. Refira-se que a variável representativa do espaço Alemanha-Japão² foi obtida através da ponderação³ das variáveis respectivas - Alemanha 25% e Japão 75%.

As séries utilizadas foram obtidas nas «International Financial Statistics» do F.M.I. e dizem respeito ao período 1971:Q4 a 1993:Q2 numa amostra composta por 87 observações trimestrais.

Concretamente, as séries utilizadas para a taxa de câmbio USD/DEM e USD/JPY referem-se à linha *ag*. O consumo privado corresponde à série *96fc*, enquanto o consumo público é representado por *91fc*, notando-se que para o caso dos EUA foi obtido a partir da diferença entre consumo e investimento públicos (*91ffc*) e investimento publico (*91ffc*). O PNB utilizado refere-se à série *99ac*.

O índice de produção industrial empregue é equivalente ao considerado no caso do modelo monetário (*66c*). A taxa de juro de longo prazo é representada pela série *61* e diz respeito à taxa praticada para as obrigações do Estado a dez anos. Finalmente, a série do endividamento internacional corresponde à linha *88ca*.

A construção das variáveis integrantes do modelo NATREX teve por base as propostas apresentadas por Stein (1993). Todas as séries foram logaritimizadas exceptuando-se as referentes à taxa de juro real de longo prazo. A partir dos índices de preços no consumidor (1990=100) foi construída a série referente à taxa de

² As variáveis que se referem ao conjunto Alemanha/Japão são representadas por F no final da respectiva notação, enquanto que as referentes aos EUA são representadas por U.

³ A escolha dos ponderadores foi suportada no peso (normalizado) das economias da Alemanha e do Japão no total do comércio internacional dos EUA (Fonte: OCDE, dados de 1980 a 1993).

inflação ($LIPC_t - LIPC_{t-1}$). De seguida, calculou-se uma média móvel a doze trimestres⁴ centrada na observação que será utilizada na transformação das variáveis nominais em reais. A excepção a este procedimento encontra-se presente na construção do índice de taxa de câmbio real, que resulta da aplicação dos índices de preços no consumidor. Ou seja:

$$SREAL_{(DEM/USD)} = SNOM_{(DEM/USD)} \times (IPC_{EUA} / IPC_G) \quad (6.6)$$

$$SREAL_{(JPY/USD)} = SNOM_{(JPY/USD)} \times (IPC_{EUA} / IPC_J) \quad (6.7)$$

resultando o índice de taxa de câmbio real (*LISR*) da aplicação das ponderações indicadas anteriormente às taxas de câmbio real calculadas por (6.6) e (6.7).

O indicador de consumo social (*LCS*) resulta do cálculo do peso do consumo privado (*C*) e do consumo público (*G*) no PNB, $((C+G)/PNB)$, seguido da respectiva ponderação para a construção do indicador de consumo social para o grupo Alemanha-Japão.

A série diferencial de taxa de juro real de longo prazo (*DJR*) foi obtida a partir da trimestralização da taxa de juro nominal, corrigida pela média centrada da taxa de inflação, anteriormente referida. Após a ponderação das séries obtidas para o grupo Alemanha-Japão, efectuou-se o cálculo do diferencial de taxa de juro real entre os EUA e o «resto do mundo».

O indicador de produtividade (*TPR*) resulta do cálculo da média centrada a seis períodos da taxa de crescimento da produção industrial. Foram construídas séries representativas da taxa de crescimento real do PNB, que utiliza a técnica de correcção da variação dos preços e o cálculo da média centrada, mencionados supra. Finalmente, calculou-se a série referente ao peso do endividamento internacional dos EUA no PNB (*LF*).

⁴ A construção da média centrada exige, para as variáveis envolvidas, o alargamento da amostra para 101 observações, referentes ao período 1969:Q4-94:Q4.

A notação empregue nas partes de caracterização estatística das séries e de estimação, apresenta a seguinte correspondência⁵:

LISR	= índice de taxa de câmbio real
LCSU	= indicador de consumo social (EUA)
LCSF	= indicador de consumo social (A + J)
TPRU	= taxa de crescimento da produtividade (EUA)
TPRF	= taxa de crescimento da produtividade (A + J)
TYRU	= taxa de crescimento real do PNB (EUA)
TYRF	= taxa de crescimento real do PNB (A + J)
DJR	= diferencial de taxa de juro real de longo prazo
LF	= peso do endividamento internacional no PNB (EUA)

2.3.2- Análise das Séries

A caracterização estatística das séries anteriores baseia-se na avaliação das medidas de tendência central, de dispersão, de assimetria e de achatamento já empregues na aplicação ao modelo monetário. Os resultados obtidos estão ilustrados na tabela seguinte.

Tabela 2.1 - Estatísticas gerais para as séries do modelo NATREX

Estatísticas	LISR	LCSU	LCSF	TPRU	TPRF	TYRU	TYRF	DJR	LF
Média	3.9927	-0.204	-0.374	0.0065	0.0066	0.0052	0.0074	0.0015	-2.924
Mediana	3.9924	-0.206	-0.365	0.0071	0.0080	0.0056	0.0082	-3.045	0.0014
Moda	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Variância	0.0363	0.0008	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0709
Desvio-padrão	0.1906	0.028	0.0318	0.0061	0.0066	0.0043	0.0036	0.0049	0.2663
Coef.Variação	0.0477	0.1371	0.0849	0.9387	1.0015	0.8357	0.4964	3.247	0.091
Mínimo	3.6581	-0.254	-0.453	-0.008	-0.008	-0.006	-0.001	-0.010	-3.280
Máximo	4.3555	-0.162	-0.328	0.020	0.0188	0.013	0.0175	0.0116	-2.406
Amplit.Variação	0.6974	0.0920	0.125	0.028	0.0268	0.0190	0.0185	0.0216	0.8194
Coef. Assimetria	0.0639	-0.019	-0.826	-0.109	-0.465	-0.373	-0.128	-0.351	-0.952
Coef.Achatamento	-1.182	-1.289	-0.149	0.024	-0.647	0.0164	-0.526	-0.120	0.910

⁵ No anexo 2 apresentam-se representações gráficas das séries utilizadas.



A análise das principais estatísticas da tabela 2.1 sugere que as séries empregues na aplicação do modelo NATREX apresentam, em termos gerais, distribuições com fraco afastamento face à distribuição normal. É igualmente notória a característica de achatamento pouco acentuado das distribuições, sendo as curvas platicúrticas.

O indicador de consumo social nos EUA apresenta-se menos volátil do que o referente ao «exterior», confirmado pelo resultado que apresenta a variância e a amplitude de variação. A série LCSF tem uma distribuição mais assimétrica e menos achatada do que LCSU.

Para o indicador de produtividade verificam-se padrões de volatilidade próximos, quer para o caso dos EUA, quer para o caso Alemanha/Japão. A assimetria da distribuição (à esquerda) é mais notória para TPRF do que para TPRU, enquanto que a avaliação do achatamento da distribuição sugere uma relação inversa.

A série do diferencial de taxa de juro real aparenta um grau de volatilidade pouco acentuado, com base no resultado sugerido pela respectiva variância, apesar da indicação fornecida pelo elevado coeficiente de variação, ligada ao efeito da não logaritmização da série.

A amplitude de variação do diferencial de taxa de juro real de longo prazo é de cerca de dois pontos percentuais. A distribuição da série apresenta sinais de afastamento do eixo de simetria à esquerda. A curva da distribuição é platicúrtica.

Finalmente, a série do peso do endividamento internacional no PNB dos EUA evidência alguma discrepância nas indicações das medidas de tendência central. Apresenta volatilidade superior às restantes séries, nomeadamente face à referente aos indicadores de consumo social, cujo método de construção é semelhante.

A avaliação da estacionaridade das séries baseia-se na metodologia descrita e aplicada ao contexto do modelo monetário: determinação da ordem do desfasamento a considerar nos testes⁶ - baseada na minimização do AIC e na verificação de ausência de autocorrelação - e realização de testes ADF.

Na tabela 2.2 apresentam-se os resultados decorrentes da determinação do desfasamento e na tabela 2.3 os relativos aos testes ADF, para variáveis em níveis.

⁶ Para algumas séries foi necessário alargar o número de desfasamentos, previamente fixado em cinco, de forma a garantir a ausência de autocorrelação.

Tabela 2.2- Escolha da ordem de defasamento

	AIC	Ar / Ma 4	p-value	k
LISR	-2.8991	1.30521	0.860	4
LCSU	-6.8609	3.89791	0.420	1
LCSF	-7.2748	0.82872	0.935	1
TPRU	-9.0474	2.2436	0.160	2
TPRF	-9.9715	3.36712	0.498	2
TYRU	-10.070	5.16679	0.271	2
TYRF	-10.463	6.4638	0.133	8
DJR	-9.5870	6.63114	0.157	5
LF	-3.258	1.07561	0.898	5

Tabela 2.3 - Testes ADF

	k	ADF	Valor Critico
LISR	4	-2.8011	-3.4645
LCSU	1	-2.9922	-3.4626
LCSF	1	-1.8909	-3.4626
TPRU	2	-3.1626	-3.4632
TPRF	2	-3.3700	-3.4636
TYRU	2	-3.1550	-3.4632
TYRF	8	-3.2720	-3.4673
DJR	5	-2.5075	-3.4652
LF	5	-2.1875	-3.4652

Face à hipótese nula - variáveis integradas de ordem um - os testes ADF patentes na tabela 2.3 mostram evidencia no sentido da existência de raízes unitárias, sinalizando a não estacionaridade das séries em níveis.

Verificou-se, de seguida, se a aplicação da primeira diferença conduzia à estacionaridade das séries envolvidas. Os resultados dos testes ADF estão expressos nas tabela 2.5, sublinhando-se que o procedimento utilizado é semelhante ao descrito no caso do modelo monetário (tabela 2.4)

Tabela 2.4- Escolha da ordem de desfasamento

	AIC	Ar / Ma 4	p-value	k
Δ LISR	-2.77914	1.89186	0.756	3
Δ LCSU	-6.79102	3.64334	0.456	3
Δ LCSF	-7.09105	0.14097	0.998	2
Δ TPRU	-9.55557	1.13214	0.641	7
Δ TPRF	-10.1775	2.87732	0.579	7
Δ TYRU	-10.2708	6.2767	0.179	6
Δ TYRF	-10.3167	1.1155	0.674	5
Δ DJR	-9.54933	8.0548	0.091	4
Δ LF	-3.23666	0.701954	0.951	4

Tabela 2.5 - Testes ADF

	k	ADF	Valor Critico
Δ LISR	3	-3.3555	-2.8967
Δ LCSU	3	-4.7272	-2.8967
Δ LCSF	2	-4.0936	-2.8963
Δ TPRU	7	-3.1993	-2.8986
Δ TPRF	7	-2.9687	-2.8986
Δ TYRU	6	-2.9047	-2.8981
Δ TYRF	5	-2.9262	-2.8976
Δ DJR	4	-4.3193	-2.8967
Δ LF	4	-4.7253	-2.8972

A aplicação dos testes ADF às primeiras diferenças das séries conduz à confrontação das hipóteses nula (H_0 : variáveis integradas de ordem dois ou superior) e alternativa (H_1 : variáveis integradas de ordem um). Os resultados expressos sugerem a estacionaridade das séries na primeira diferença. Todas as variáveis demonstraram condições para pertencerem à relação de longo prazo cuja validade se pretende avaliar.

2.3.3- Relações de Cointegração

A escolha do desfasamento a considerar para a formulação do tipo VAR em que se apoia a técnica de cointegração proposta por Johansen (1988) baseou-se no critério anteriormente citado para o caso do modelo monetário. A regressão utilizada tem a seguinte configuração:

$$\Delta \text{LISR} = f(\Delta \text{LISR}_{t-i}, \Delta \text{LCSU}_{t-i}, \dots, \Delta \text{LF}_{t-i}; \text{LISR}_{t-i}, \text{LCSU}_{t-i}, \dots; \text{LF}_{t-i}) \quad (6.8)$$

Novamente, o valor máximo do desfasamento a considerar foi de cinco trimestres. Da exclusão das variáveis referentes a ordens de desfasamento não significativas, assegurando a ausência de autocorrelação, obteve-se um valor de i equivalente a quatro.

A metodologia de Johansen para determinação do número de relações de cointegração existentes entre um conjunto de variáveis é sustentada, como citado, no teste do rácio de verosimelhança e o no teste do traço.

Verificaremos a legitimidade da existência de relações de cointegração entre as variáveis correspondentes ao índice de taxa de câmbio real, aos indicadores de consumo social e produtividade e ao diferencial de taxa de juro real de longo prazo. O efeito das variáveis relativas ao endividamento externo dos EUA (LF) e às taxas de crescimento real do PNB - TYRU e TYRF - será incorporado na modelização da dinâmica de curto prazo da NATREX.

Nestes termos, a relação de cointegração a verificar inclui as variáveis LISR, LCSU, LCSF, TPRU, TPRF e DJR e cobre o período 1972:Q4-90:Q2, numa amostra com 71 observações trimestrais, com VAR fixado em quatro.

Os resultados obtidos com o teste do rácio de verosimelhança ($\max \lambda$) e com o teste do traço encontram-se expressos na tabela 2.6. Sugerem que a relação de cointegração é traduzida pela existência de três vectores de cointegração entre as variáveis consideradas, cuja configuração está patente na tabela 2.7.

Tabela 2.6- Determinação do nº de vectores de cointegração (r)

H ₀	H ₁	Max. λ	Valor Critico (95%)	Traço	Valor Critico (95%)
r = 0	r >= 1	52.1919	39.3720	144.2647	94.1550
r <= 1	r >= 2	36.8461	33.4610	92.0728	68.5240
r <= 2	r >= 3	33.7107	27.0670	55.2267	47.2100
r <= 3	r >= 4	12.9561	20.9670	21.5160	29.6800
r <= 4	r >= 5	8.2300	14.0690	8.5598	15.4100
r <= 5	r >= 6	0.32988	3.7620	0.32988	3.7620

Tabela 2.7- Vectores de Cointegração

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
LISR	-1.00000	-1.00000	-1.00000
LCSU	-2.7482	-13.6732	35.7550
LCSF	1.2141	-2.6545	-54.6746
TPRU	13.7150	-31.2619	811.271
TPRF	-56.8178	41.3115	-822.527
DJR	13.9038	54.5710	-365.896

Este resultado confirma a validade das concepções do modelo NATREX na sinalização do equilíbrio de longo prazo. Ou seja, o modelo consegue captar as relações de longo prazo que se estabelecem entre as variáveis consideradas e que serão incorporadas na dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio real natural.

Testou-se, de seguida, a validade da imposição de algumas restrições sobre os parâmetros encontrados. Em concreto, verificou-se a possibilidade de os referentes aos indicadores de consumo social e de produtividade serem simétricos, ou seja, $LCSU + LCSF = 0$ e $TPRF + TPRU = 0$. O resultado do teste aponta para a rejeição da validade das restrições impostas, traduzido por $\chi^2_{(6)} = 46.0507 (0.000)$.

Fixando-nos no primeiro vector de cointegração encontrado, verifica-se a correcta sinalização dos parâmetros estimados de LCU , $LCSF$ e DJR . O sinal dos parâmetros estimados dos indicadores de produtividade, teoricamente indeterminados, indicam que o crescimento da produtividade nos EUA conduz à apreciação da taxa de câmbio real, enquanto que o aumento no «resto do mundo» se

reflece na apreciação das moedas da Alemanha e do Japão. Do ponto de vista teórico, esta situação pode ser explicada pela supremacia da componente de redução do endividamento externo sobre a referente ao impacto do aumento da riqueza e posterior repercussão sobre o consumo e sobre as importações.

2.3.4- Modelização da Dinâmica de Curto Prazo da Tx. Câmbio

À luz do teorema de representação de Granger (1986), o mecanismo corrector de erros é um factor relevante para a explicação da dinâmica de curto prazo, na base de um ajustamento do tipo VAR nas primeiras diferenças das variáveis, ou seja:

$$\begin{aligned} \Delta LISR_t = & \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta LISR_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \psi_i \Delta LCSU_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta LCSF_{t-i} + \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_i \Delta TPRU_{t-i-1} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta TPRF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta TYRU_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_i \Delta TYRF_{t-i-1} + \\ & + \sum_{i=0}^n \eta_i \Delta DJR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta LF_{t-i} + \rho Z_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6.9)$$

Em que Z representa o mecanismo corrector de erros normalizado em $LISR$ e μ_t traduz a componente de erro aleatório. A significância do MCE pode ser avaliada pelo sinal negativo que o parâmetro estimado deve evidenciar, reflectindo o impacto sobre a taxa de câmbio no período seguinte face ao afastamento do equilíbrio de longo prazo.

A aplicação do modelo NATREX ao contexto da taxa de câmbio real natural entre o dólar e o conjunto DEM+JPY tem por base as indicações fornecidas por (6.9), considerando de início $i=5$. O período de estimação foi fixado em 1971:Q4-90:Q2 (75 observações).

Apesar dos valores elevados que os parâmetros estimados dos indicadores de produtividade apresentam, o mecanismo corrector de erros inerente à formalização apresentada tem a seguinte configuração:

$$MCE = -LISR - 2.7482 LCSU + 1.2141 LCSF + 13.715 TPRU - 56.8178 TPRF + 13.9038 DJR \quad (6.10)$$

A eliminação dos parâmetros não relevantes, sustentada nos testes do multiplicador de Lagrange e no rácio de verosimelhança, conduz a um ajustamento do tipo:

$$\Delta \text{LISR} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{DJR}_t + \beta_2 \Delta \text{LF}_t + \beta_3 \text{MCE}_{t-1} + \varepsilon_t$$

(6.11)



cujos resultados figuram na tabela seguinte:

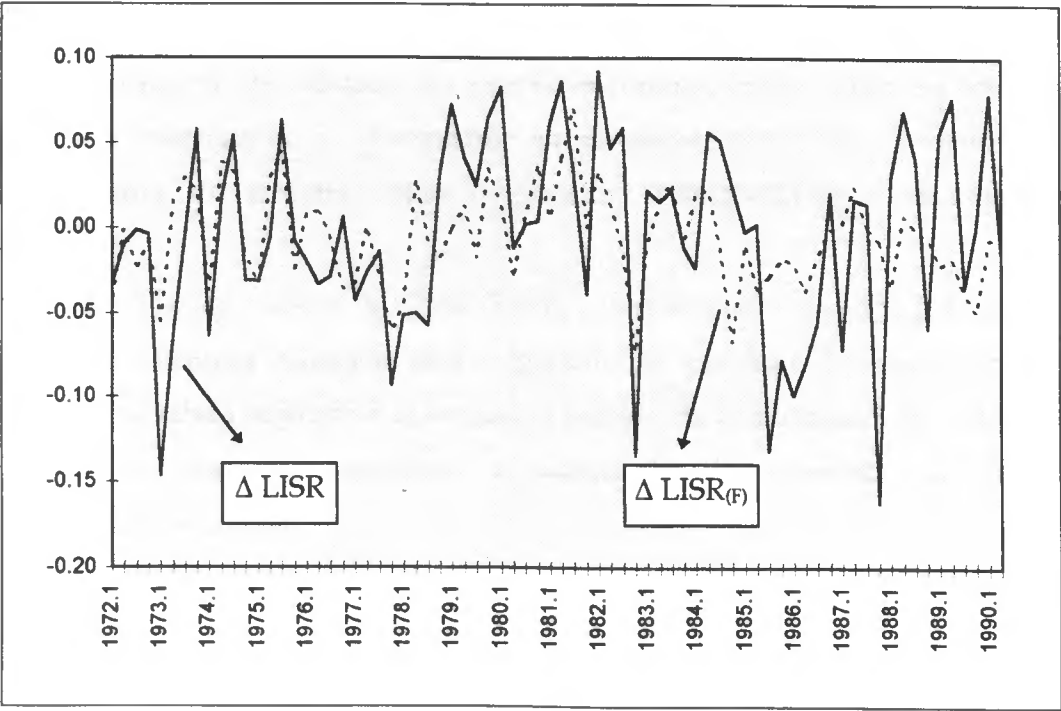
Tabela 2.8 - Resultados da regressão (6.11)

	β_0	β_1	β_2	β_3
Coeficiente	0.16648	8.634	-0.0321	-0.0392
Rácio-t	1.7161	3.0856	-2.755	-1.7479
Erro Padrão	0.05261		DW	1.7381
\bar{r}^2	0.204		$F_{(3,70)}$	7.2377
$\Sigma \varepsilon^2$	0.193			

Os resultados patentes na tabela anterior mostram evidencia no sentido da relevância do parâmetro estimado do mecanismo corrector de erros. Sublinhe-se a presença da variável referente ao endividamento externo dos EUA e a ausência das variáveis das taxas de crescimento real do PNB para os blocos considerados, o que contraria o resultado obtido em Stein (1993).

No gráfico 2.1 está patente uma representação das séries ΔLISR e $\Delta \text{LISR}_{(F)}$ estimada pelo ajustamento da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, expresso na tabela 2.8. Denotam-se algumas dificuldades de captação dos movimentos da taxa de câmbio, em especial no final da década de oitenta.

Gráfico 2.1 - Representação das séries ΔLISR e $\Delta \text{LISR}_{(F)}$



Os testes realizados às hipóteses inerentes à utilização do método dos mínimos quadrados são semelhantes aos levados a efeito para a aplicação ao modelo monetário.

Os resultados apresentados na tabela 2.9 apontam no sentido de cumprimento das hipóteses de ausência de autocorrelação dos resíduos, homocedasticidade, normalidade dos resíduos e da correcta especificação do modelo, sugerindo níveis de fiabilidade aceitáveis para o ajustamento encontrado.

Tabela 2.9 - Resultados dos Testes

	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
Autocorrelação	$\chi^2_{(4)} = 2.1346$	(0.711)	$F_{(4,66)} = 0.4900$	(0.743)
Especificação	$\chi^2_{(1)} = 0.4413$	(0.506)	$F_{(1,69)} = 0.4140$	(0.522)
Normalidade	$\chi^2_{(2)} = 1.5409$	(0.463)	-	
Heterosced.	$\chi^2_{(1)} = 0.0641$	(0.800)	$F_{(1,79)} = 0.6246$	(0.803)

2.3.5- Previsão Fora da Amostra

A verificação da validade das previsões consiste, como vimos, na adaptação das novas observações ao ajustamento previamente encontrado. O exercício de previsão fora da amostra cobre o período 1990:Q3-93:Q2) e contempla 12 observações.

Aplicaram-se os testes de Chow (1960), anteriormente indicados, à validade da ligação da estrutura estimada com o período de previsão. Os resultados estão expressos na tabela seguinte e apontam no sentido da confirmação da validade do exercício de previsão, sugerindo a adequação das previsões à estrutura anteriormente estimada.

Tabela 2.10 - Resultados dos Testes de Chow

	Versão LM	p-value	Versão F	p-value
1ª Teste	$\chi^2_{(4)} = 4.4036$	(0.354)	$F_{(12,70)} = 1.1009$	(0.362)
2ª Teste	$\chi^2_{(12)} = 14.9252$	(0.246)	$F_{(12,70)} = 1.2438$	(0.272)

Também a utilização do método dos mínimos quadrados recursivos conduz a conclusões semelhantes, verificadas no posicionamento dos parâmetros estimados dentro das bandas de desvio padrão e na manutenção da estrutura estimada ao longo do horizonte temporal considerado - representações patentes no anexo 5.

Face às conclusões avançadas pelos resultados dos testes realizados, é plausível reconhecer validade às previsões originadas na aplicação da estrutura estimada. O erro médio de previsão atinge (-0.037752) e é mais elevado que o encontrado para o modelo monetário. No entanto, o horizonte temporal não é coincidente e a modelização distinta utilizada inviabilizam a validade da comparação sugerida.

Finalmente, calcula-se o resultado da estatística «RMSE» para o ajustamento obtido e para uma formalização do tipo passeio aleatório (RW). O horizonte de previsão foi repartido em três períodos de quatro trimestres. Os resultados sugeridos na tabela 2.11 deixam antever o domínio do modelo NATREX nos dois primeiros períodos de previsão.

Tabela 2.11 - «RMSE»

Horizonte (Anos)	NATREX	RW
1	0.0490	0.0561
2	0.0608	0.0615
3	0.0646	0.0600

No terceiro período considerado a «RMSE» é inferior para o caso do passeio aleatório, o que vem colocar algumas reservas à capacidade de aderência da modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio no contexto da teoria NATREX, em particular após o aumento do período de previsão para três anos. A disponibilização de novas observações seria relevante para a confirmação da validade deste resultado, face à exiguidade da amostra utilizada.

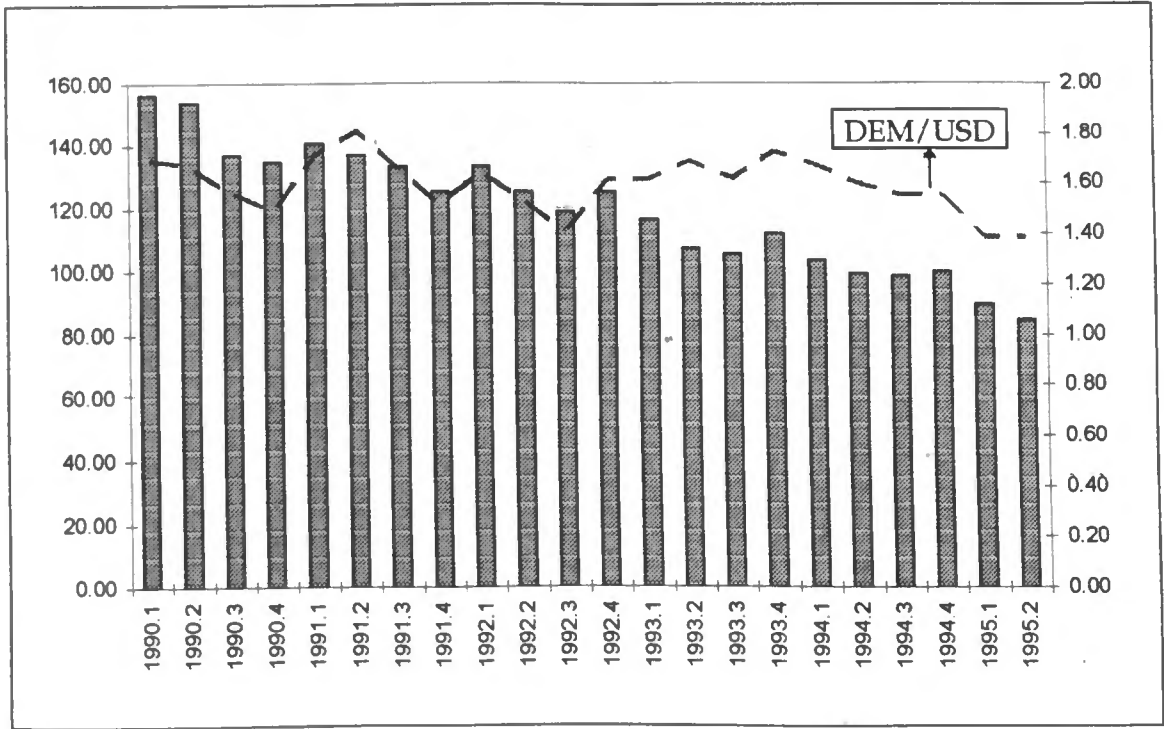
2.4-Aderência dos Resultados ao Comportamento Recente do USD

Um dos factores que condicionou a evolução dos mercados de câmbios internacionais durante o início da década de noventa esteve ligado à perspectiva de apreciação do Dólar. Contudo, o comportamento dos agentes nos mercados conduziu à verificação de uma tendência global de depreciação, colocando a divisa norte-americana em valores históricos, em especial face ao Marco e ao Iene.

Alguns bancos centrais transmitiram aos mercados sinais de sub-posicionamento das taxas de câmbio, face às indicações oriundas dos fundamentos económicos, numa imagem que, curiosamente, parece representar o oposto da registada durante o período de apreciação de 1980-85.

A chamada «crise do Dólar» apresenta uma característica peculiar, traduzida pela quebra de 5% no índice composto da taxa de câmbio do Dólar, também impulsionado pela crise mexicana, a par do registo de depreciação de cerca de 10% face ao DEM e ao JPY, visível no gráfico seguinte:

Gráfico 3.1 - Taxas de Câmbio DEM/USD e JPY/USD (Escala da esquerda)



A identificação dos factores explicativos do cenário anterior está longe de ser consensual, conduzindo à apresentação de argumentos tão diversificados como o posicionamento comercial face aos concorrentes, as necessidades de financiamento, o

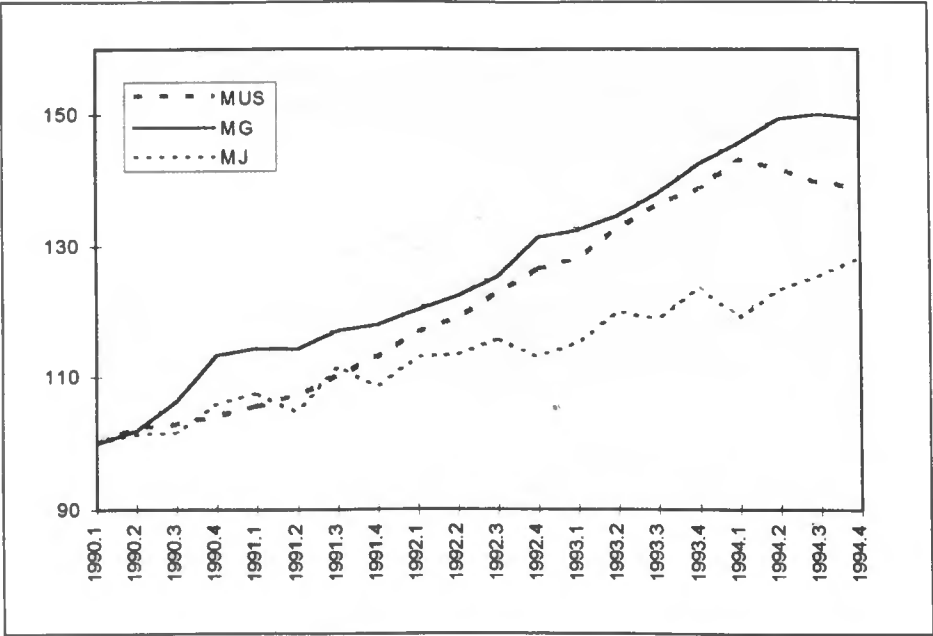
impacto da crise mexicana, a situação de liderança no novo contexto geopolítico¹ e a eleição de um presidente do partido democrata.

Afastando-nos da determinação da validade deste tipo de argumentos, pretende-se avaliar a capacidade de interpretação dos referenciais já aplicados ao contexto DEM/USD e JPY/USD. Por outras palavras, verificaremos se o comportamento registado nos mercados no período 1991-95 é identificado pelos modelos monetário e NATREX².

2.4.1- Indicações do Modelo Monetário

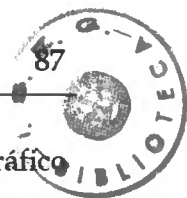
O comportamento das variáveis envolvidas no referencial monetarista de determinação da taxa de câmbio foi caracterizado por alterações relevantes, que podem ser aferidas através das representações gráficas que seguidamente se apresentam.

Gráfico 3.2- Massa monetária



¹ Este argumento é conhecido na literatura por «refugio seguro» («safe haven») e baseia-se na ligação entre o posicionamento no contexto internacional e o afluxo de capitais aos EUA (Marris (1985)).

² As séries e os indicadores utilizados têm por base os pressupostos explicitados anteriormente.



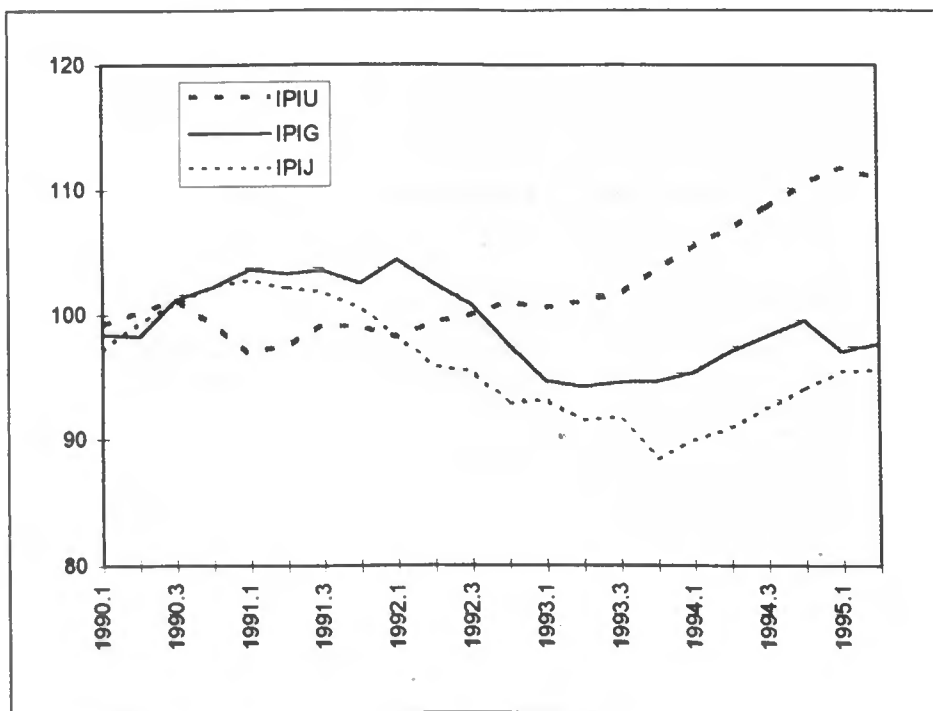
As séries referentes à massa monetária (índice 1990=100), patentes no gráfico 3.2, apresentam um padrão de crescimento ao longo do período em análise, observando-se níveis superiores na Alemanha relativamente aos EUA e ao Japão.

A integração destas condições nos pressupostos do modelo monetário conduz a uma situação de apreciação da taxa de câmbio do Dólar face ao Marco e à depreciação face ao Iene.

O índice de produção industrial regista, a partir de meados de 1990, uma alteração no posicionamento relativo das espaços considerados, passando os EUA para a situação de economia com níveis de produção industrial menos favoráveis (gráfico 3.3). No contexto do modelo monetário, este relacionamento acarreta a depreciação da divisa norte-americana.

Este cenário é alterado no decorrer do ano de 1992, em que os EUA evidenciam um padrão de crescimento da produção industrial mais acentuado, invertendo as indicações do modelo monetário quanto ao posicionamento da taxa de câmbio.

Gráfico 3.3 - Índices de Produção Industrial



A análise do gráfico 3.4, representativo das taxas de juro de curto prazo, sugere o crescimento das taxas na Alemanha em 1991, colocando o diferencial face aos EUA em cerca de cinco pontos percentuais. Para o Japão é visível o mesmo tipo de tendência, embora o diferencial se situe entre um e dois pontos. Em finais de 1994, as

taxas de juro de curto prazo nos EUA passam a apresentar um diferencial positivo em relação às taxas alemãs e japonesas (gráfico 3.4).

Gráfico 3.4 - Taxas de Juro de Curto Prazo

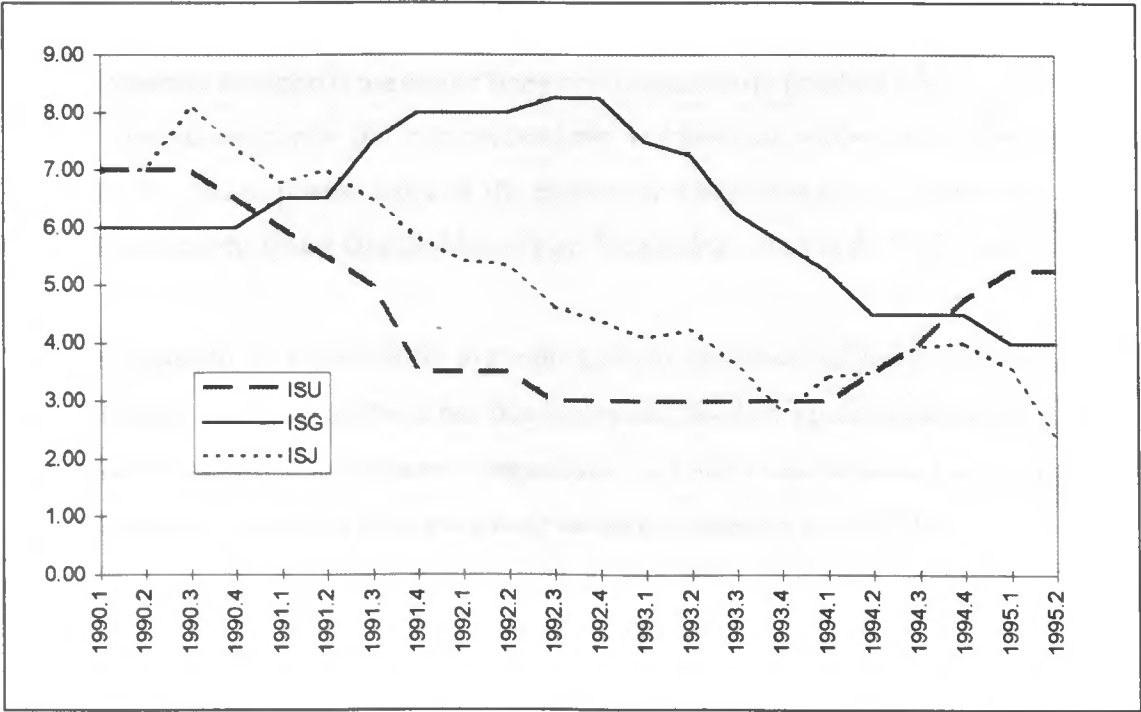
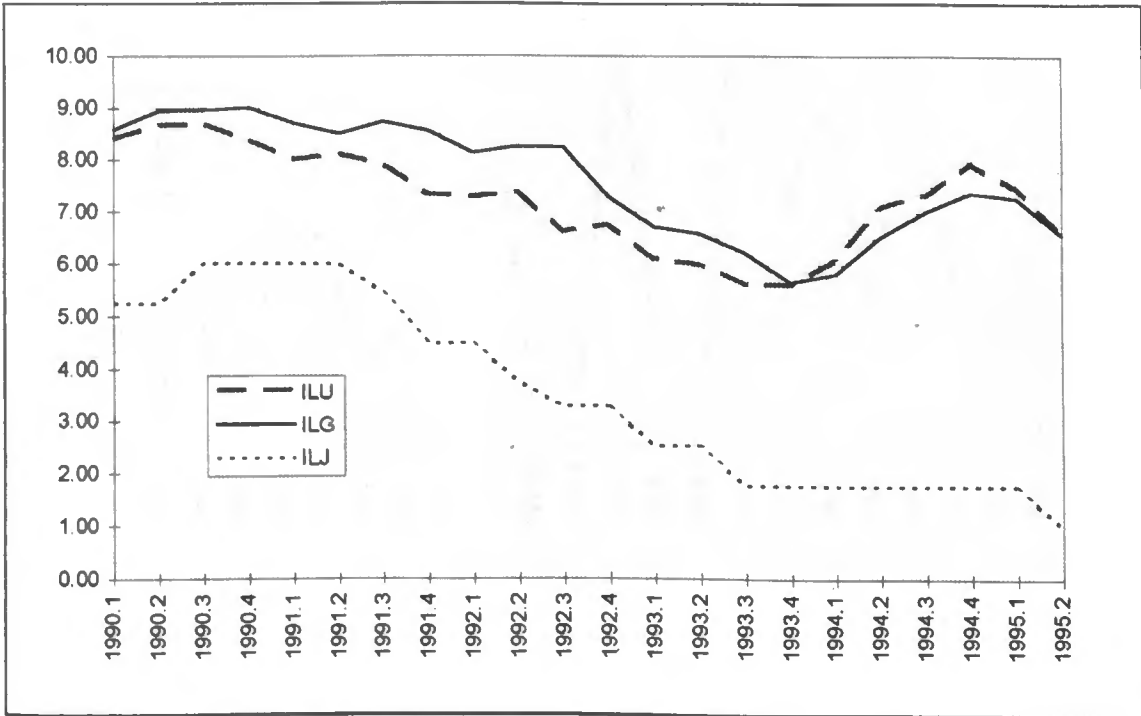


Gráfico 3.5 - Taxas de Juro de Longo Prazo

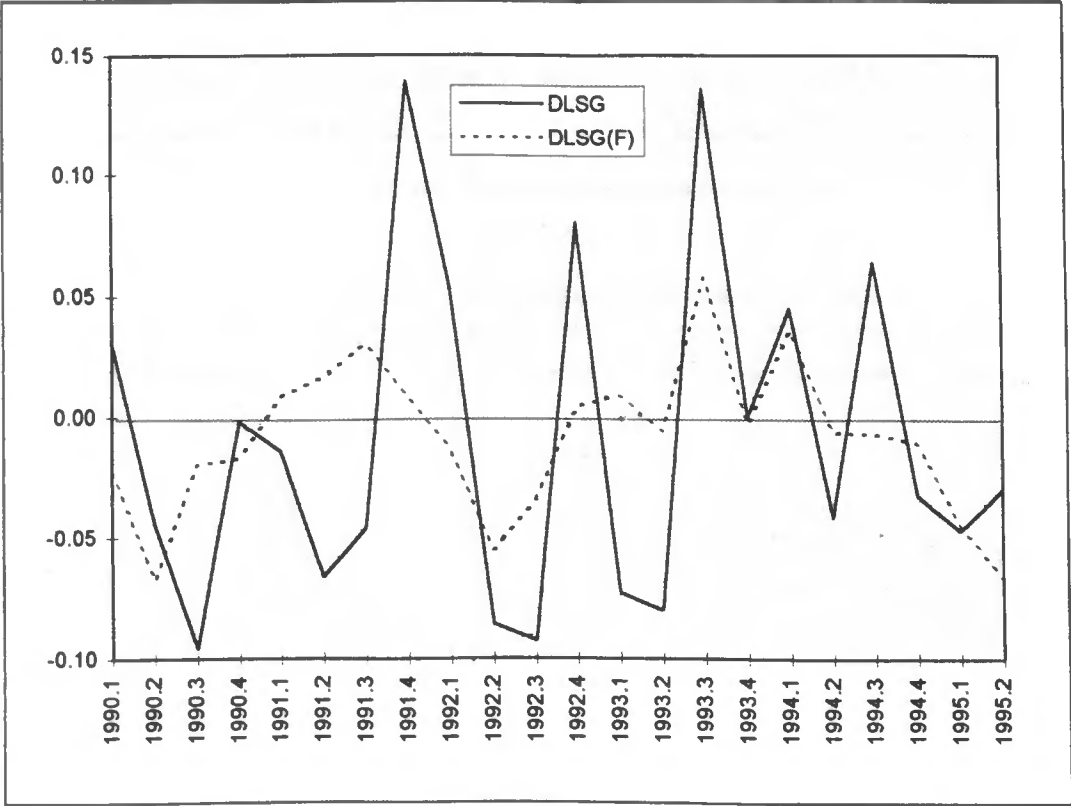


Ao nível das taxas de juro de longo prazo, é notória a tendência no sentido descendente, reflectindo a ausência de perturbações inflacionistas que caracterizou o período em análise. A alteração da origem do diferencial relativo acompanha, em termos gerais, a registada no caso das taxas de curto prazo, embora para o Japão se verifiquem taxas inferiores em cerca de três a quatro pontos percentuais às dos EUA e da Alemanha em todo o horizonte temporal considerado (gráfico 3.5).

O enquadramento do comportamento evidenciado pelas taxas de juro no contexto dos pressupostos teóricos do modelo monetário conduz à depreciação da taxa de câmbio do Dólar face ao Marco e ao Iene entre meados de 1991 e os finais de 1993.

No quadro do exercício de previsão fora da amostra realizado no ponto 2.2.5, cuja validade foi confirmada à luz dos testes efectuados, apresentam-se no gráfico seguinte os valores efectivamente registados (ΔLSG) e os obtidos ($\Delta LSG_{(F)}$) pela modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio DEM/USD.

Gráfico 3.6 - Valores Verificados e Estimados (DEM/USD)



Tendo presente que na representação da série ($\Delta LSG_{(F)}$) os valores referentes a 1990-92 resultam das indicações estimadas pelo modelo e os posteriores são o reflexo do exercício de previsão efectuado, podemos considerar que a aplicação do modelo

monetário ao contexto Alemanha/EUA consegue identificar, em termos gerais, os pontos de viragem no comportamento da taxa de câmbio. Registam-se igualmente situações de subvalorização dos valores previstos, tanto em condições de subida como de descida do mercado.

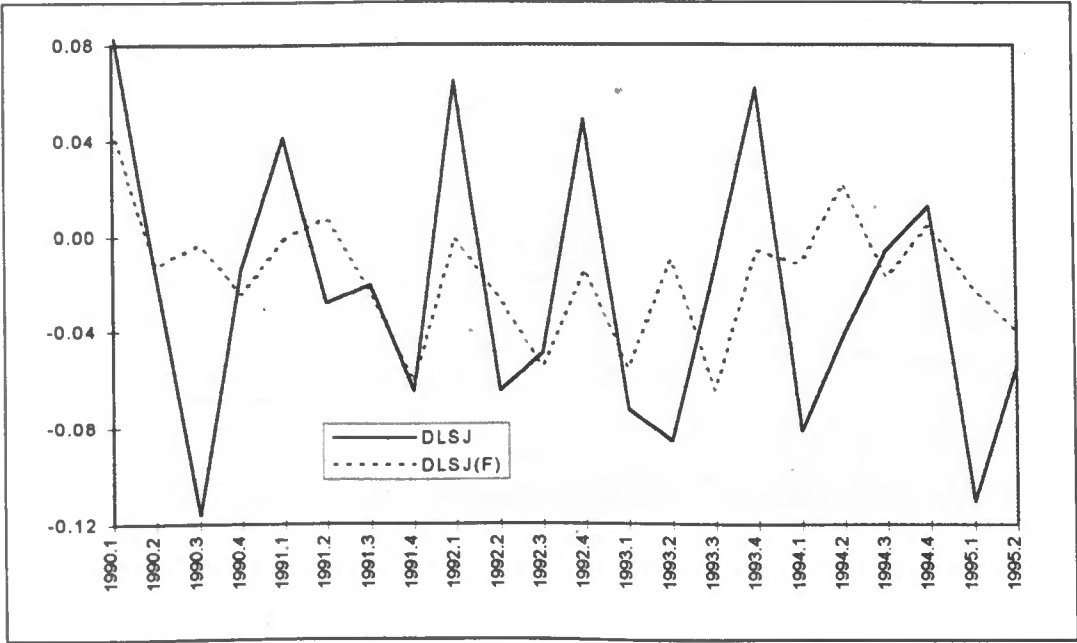
No entanto, os episódios de depreciação do Dólar de 1991 e 1993, que deram origem à referida «crise do Dólar», não são detectados pelo ajustamento encontrado. No primeiro caso, a direcção do movimento previsto é claramente oposta à verificada, sugerindo as dificuldades da metodologia utilizada em captar a evolução dos mercados nesse período.

A situação de 1993, apesar de correctamente sinalizada, não é traduzida em toda a sua amplitude, registando-se uma diferença entre os valores registado e previsto de importante magnitude.

A aplicação do referencial monetarista de determinação da taxa de câmbio ao contexto Iene/Dólar foi realizada em moldes semelhantes aos expressos para o caso anterior. A análise do gráfico 3.7 sugere dificuldades de captação das amplitudes dos movimentos que, em termos gerais, são correctamente identificados.

No entanto, observa-se em finais de 1990 e em meados de 1993 e 1994 uma situação análoga à verificada para a taxa de câmbio DEM/USD, isto é, a modelização utilizada não evidência condições para interpretar as depreciações mais intensas que a taxa de câmbio Dólar/Iene registou nos mercados.

Gráfico 3.7- Valores Verificados e Estimados (JPY/USD)



Em síntese, é legítimo considerar que os episódios de depreciação do Dólar face ao Marco e ao Iene não são captados pelos ajustamentos da dinâmica de curto prazo encontrados, reflectindo dificuldades de aderência do modelo monetário ao comportamento recente do Dólar norte-americano.

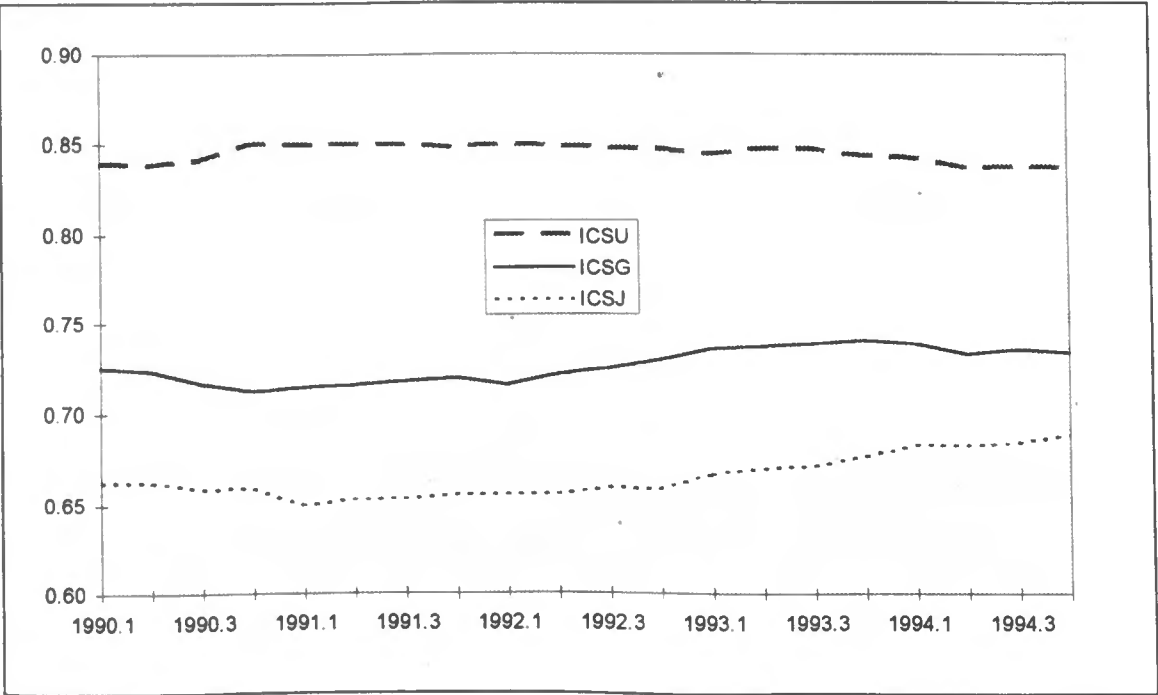
2.4.2- Indicações do Modelo NATREX

A caracterização do comportamento das variáveis que integram a proposta de determinação da taxa de câmbio avançada pelos pressupostos do modelo NATREX revela-se importante na avaliação da respectiva capacidade de aderência.

No gráfico 3.8 estão representados os indicadores de consumo social, definidos pelo peso dos consumos público e privado no produto, referentes aos EUA, à Alemanha e ao Japão. É visível o comportamento de estabilidade dos indicadores e a manutenção ao longo do período do posicionamento relativo das economias.

Os EUA apresentam um peso do consumo no produto claramente superior ao da Alemanha e do Japão, condicionando a disponibilização de capitais para investimento. De acordo com os pressupostos teóricos do modelo NATREX, este cenário conduz à depreciação da taxa de câmbio do Dólar, com vista à obtenção de saldos comerciais favoráveis necessários à solvência dos compromissos decorrentes do endividamento externo.

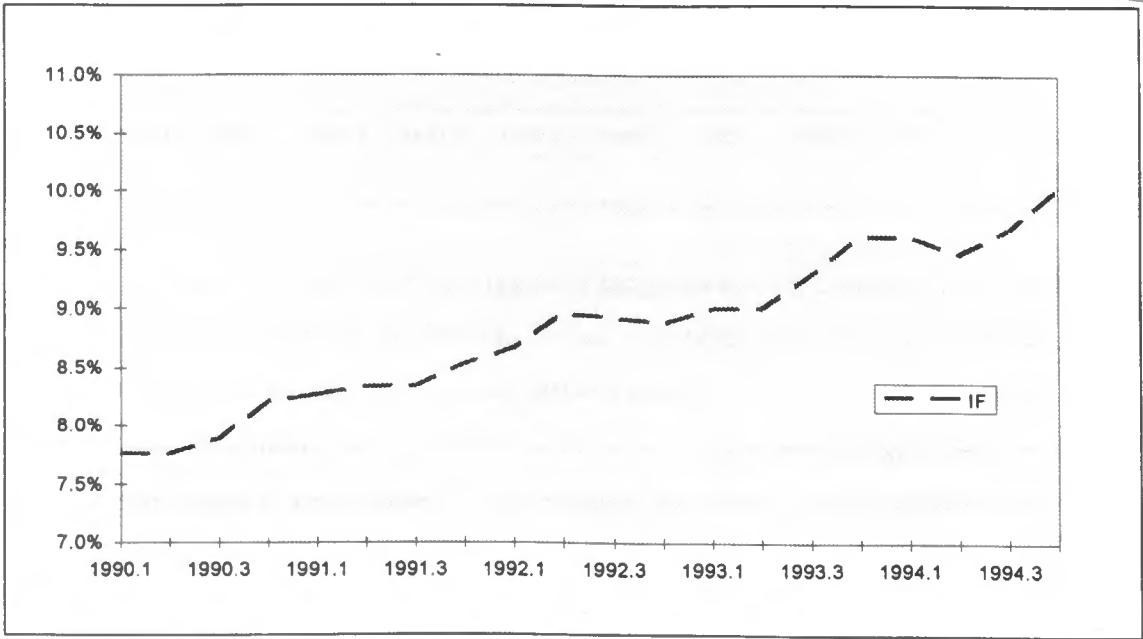
Gráfico 3.8- Indicadores de Consumo Social



O peso do endividamento externo no PNB dos EUA está representado no gráfico 3.9, cuja análise mostra evidência no sentido do crescimento durante o período em estudo. Contudo, é de salientar que o ritmo de acréscimo do peso do endividamento internacional sobre o produto é manifestamente superior ao registado pelo peso do consumo, que pode ser sinónimo do direccionamento no sentido da satisfação das necessidades de investimento. A determinação do objectivo do endividamento revela-se essencial à avaliação do efeito sobre a taxa de câmbio.



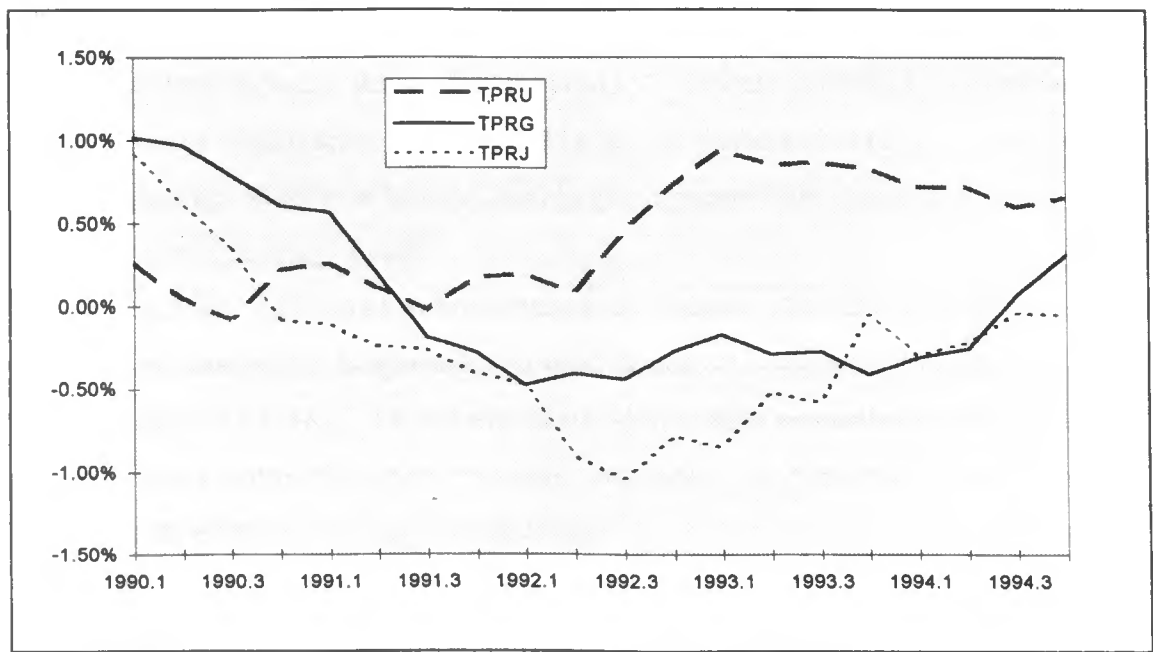
Gráfico 3.9- Peso do Endividamento Externo no PNB dos EUA



Os indicadores de produtividade, construídos a partir das taxas de crescimento do índice de produção industrial, apresentam em meados de 1991 uma alteração essencial na evolução evidenciada desde o início dos anos noventa (gráfico 3.10). Os EUA passam a registar taxas de crescimento superiores às da Alemanha e do Japão, alcançando durante a segunda metade de 1993 diferenciais relativos próximos dos dois pontos percentuais.

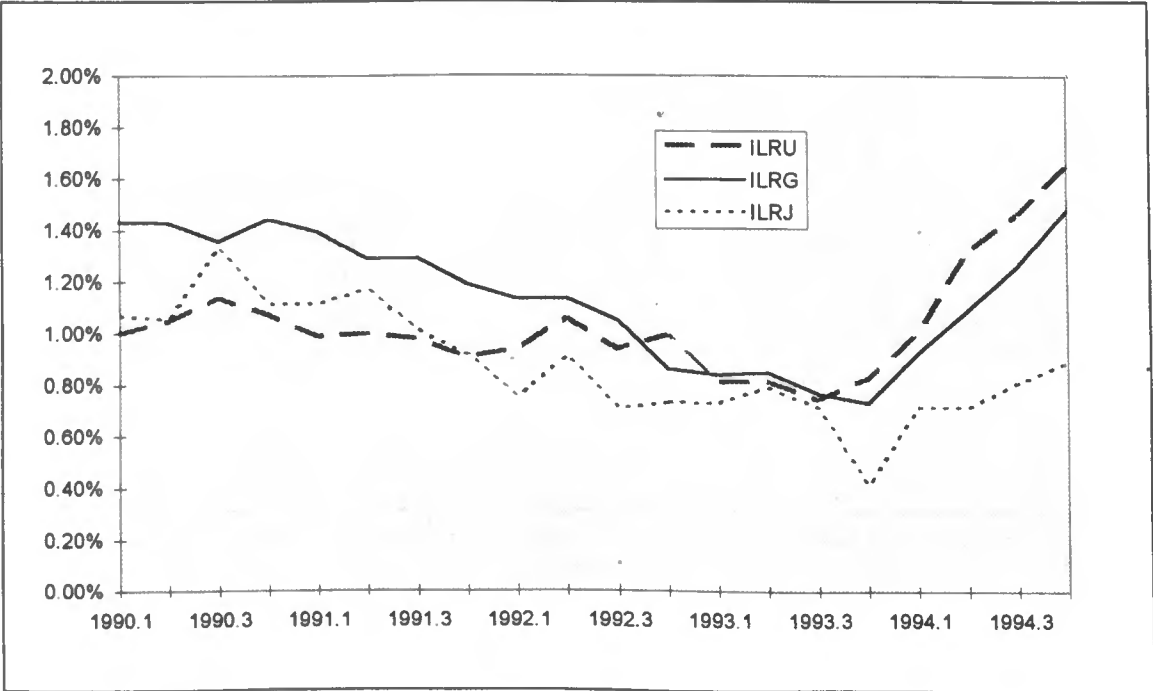
O efeito desta situação na taxa de câmbio é indeterminado, à luz dos pressupostos do modelo NATREX, dada a incapacidade teórica de verificação do impacto do endividamento para financiamento do investimento sobre a diferença entre absorção e produto. De acordo com as indicações da relação de cointegração detectada em 2.3.4 registar-se-ia uma apreciação da taxa de câmbio real.

Gráfico 3.10 - Indicadores de Produtividade



A evolução das taxas de juro reais de longo prazo foi marcada até meados de 1993 pela tendência geral de descida, a par do diferencial positivo registado nas taxas alemãs face às dos EUA e do Japão (gráfico 3.11). Este cenário reflecte as necessidades de capital que a Alemanha enfrentou com a reunificação dos territórios a leste, bem como o abrandamento do carácter restritivo que caracterizou a política monetária alemã.

Gráfico 3.11 -Taxas de Juro Reais de Longo Prazo

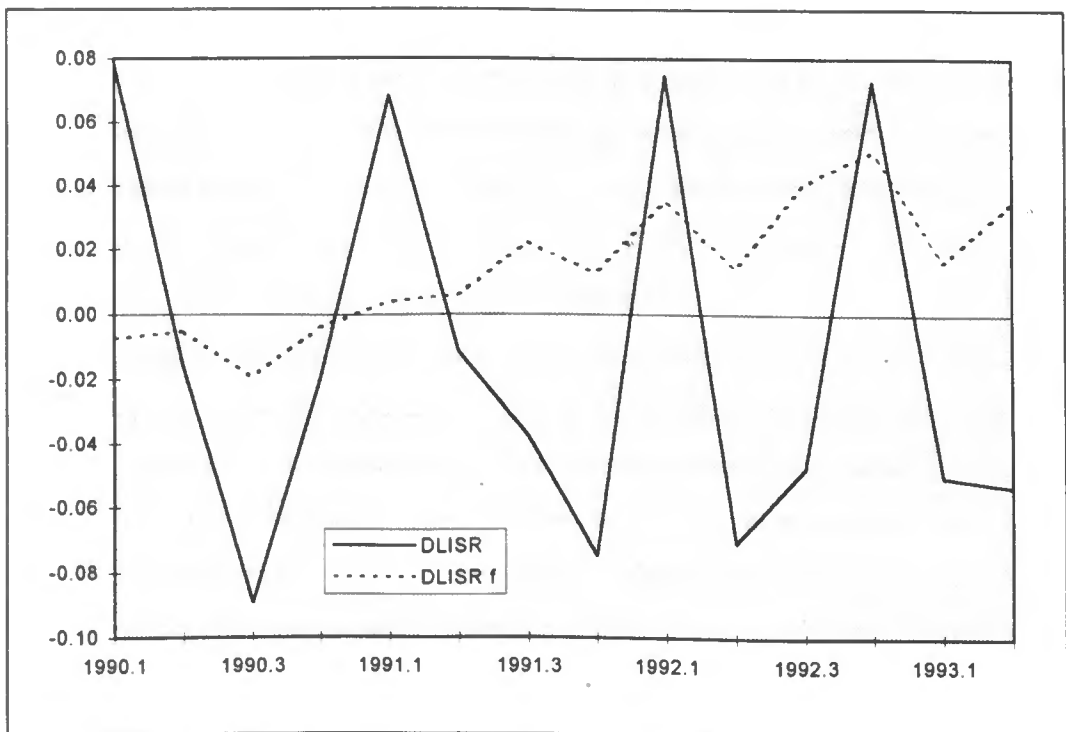


A partir de então, é visível o crescimento da taxa de juro real de longo prazo nos EUA, evidenciando um diferencial pouco significativo face à Alemanha, mas importante face às taxas praticadas no Japão. O modelo NATREX interpreta esta situação como sinalização das necessidades de financiamento das economias, conduzindo à apreciação da taxa de câmbio que apresente um diferencial positivo na taxa de juro real de longo prazo.

No gráfico 3.12 estão representados os valores observados nos mercados ($\Delta LISR$) e os resultantes da aplicação da modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio ($\Delta LISR_f$). Os valores desta última série referentes a 1990 resultam das indicações estimadas pelo modelo, enquanto os posteriores traduzem os resultados da exercício de previsão efectuado.

A aplicação do modelo NATREX ao contexto EUA/Alemanha/Japão permite interpretar, em termos gerais, o comportamento registado nos mercados, embora seja visível um grau de dificuldade superior ao detectado no caso do modelo monetário e uma tendência de evolução da taxa de câmbio marcadamente ascendente, no sentido da apreciação. Identificam-se igualmente situações de subvalorização dos valores previstos, de intensidade inferior em condições de subida do mercado.

Gráfico 3.12 -Valores Registados e Estimados (Modelo NATREX)



O episódio de depreciação do Dólar de 1991 não é detectado pelo ajustamento proposto, sendo visível a incorrecta sinalização do movimento observado no mercado. A depreciação registada em meados de 1992 é captada pelo modelo, no entanto, a intensidade encontrada é manifestamente inferior à, de facto, registada.

Nestas condições, é legítimo considerar que a aplicação do modelo NATREX, na base da modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, revela-se pouco potente para interpretar os episódios de depreciação do Dólar face ao Marco e ao Iene, sugerindo dificuldades de aderência ao comportamento recente do Dólar norte-americano.

Em conclusão, os referenciais de determinação da taxa de câmbio baseados nos pressupostos dos modelos monetário e NATREX revelaram fraca aderência aos movimentos do Dólar na primeira metade da década de noventa. No entanto, a análise anterior permite identificar blocos que podem revelar-se úteis na interpretação dos acontecimentos.

Em primeiro lugar, o comportamento das taxas de juro consegue sinalizar, em termos globais, a evolução da taxa de câmbio face ao Marco. Por outras palavras, a existência de diferenciais favoráveis à Alemanha durante os primeiros anos é um elemento relevante na explicação da depreciação do Dólar.

Por outro lado, o diferencial de taxa de juro real de longo prazo, favorável aos EUA a partir de meados de 1993, pode ser interpretado à luz do modelo NATREX como reflexo da necessidade de financiamento por parte dos EUA. Isto é, a alteração do posicionamento relativo das taxas de juro pode significar o início de um ciclo de endividamento americano, sendo o efeito de curto-médio prazo a apreciação da taxa de câmbio, entretanto ocorrida no início de 1996, e o impacto de longo prazo determinado pela origem do mesmo endividamento.

De acordo com a análise efectuada, o indicador de consumo social dos EUA não apresentou oscilação significativa face à Alemanha e ao Japão, o mesmo não se registando com a taxa de crescimento do índice de produção industrial, usada como «proxy» da produtividade, que apresentou, em comparação, um padrão marcadamente ascendente. Nestas condições, é plausível considerar que a origem do endividamento está ligada ao financiamento do investimento que condicionará a evolução futura da taxa de câmbio, a partir do posicionamento relativo dos efeitos de aumento da riqueza e de redução dos níveis de endividamento anteriormente assumidos.

Conclusão

A identificação de relações de longo prazo entre as variáveis indicadas pelos pressupostos da abordagem monetarista de determinação da taxa de câmbio e do NATREX e posterior verificação da capacidade de aderência à sinalização do comportamento do Dólar norte-americano no início da década de noventa, constituiu o objectivo principal desta dissertação.

A partir da caracterização teórica dos referenciais anteriores, caminhou-se no sentido da verificação da existência de relações de cointegração entre as variáveis indicadas pelos pressupostos do modelo monetário. Na sequência das propostas de Johansen (1988), foi verificada a existência de dois vectores de cointegração para o caso DEM/USD e de um para o caso JPY/USD, sugestivas da validade da abordagem monetarista da taxa de câmbio como condição de equilíbrio de longo prazo.

De seguida, incorporaram-se os resultados anteriores na modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, de acordo com as indicações do teorema da representação de Granger (1986). Os ajustamentos obtidos respeitam as hipóteses principais inerentes à utilização do método dos mínimos quadrados.

Finalmente, foi realizado um exercício de previsão fora da amostra para o horizonte 1993-95. Os resultados dos testes realizados sugerem a aderência das previsões efectuadas à estrutura anteriormente estimada. Comparou-se a «qualidade» das previsões entre um modelo do tipo «passeio aleatório» e o ajustamento encontrado, na base da avaliação da estatística «RMSE». Verificou-se o domínio da modelização da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio no contexto do modelo monetário sobre o ajustamento do tipo «passeio aleatório» em todos os horizontes de previsão considerados.

Para a aplicação do modelo NATREX ao contexto da taxa de câmbio real do Dólar adoptou-se um esquema de trabalho equivalente ao descrito para a aplicação do modelo monetário. Encontraram-se três vectores de cointegração, sugerindo o significado das variáveis de consumo social, produtividade e diferencial de taxa de

juro real de longo prazo na determinação do equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real.

Introduziu-se o mecanismo corrector de erros, inerente ao resultado anterior, na representação da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, encontrando-se um ajustamento que respeita os pressupostos agregados à utilização do método dos mínimos quadrados.

O exercício de previsão fora da amostra realizado para o horizonte 1990-93 apresenta um grau de fiabilidade aceitável, à luz das conclusões oriundas dos resultados dos testes efectuados. A confrontação com um ajustamento do tipo «passeio aleatório» deixa antever o domínio da modelização encontrada para a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio nos dois primeiros horizontes anuais de previsão considerados. No terceiro, o ajustamento do tipo «passeio aleatório» apresenta uma estatística «RMSE» inferior.

Finalmente, integraram-se os resultados obtidos com os exercícios de previsão fora da amostra ao comportamento do Dólar americano no início da década de noventa. Verificou-se que, de uma forma geral, os ajustamentos encontrados identificam a evolução da taxa de câmbio. Não obstante, os episódios de depreciação registados em 1991 e 1993 não são captados pelas modelizações da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, mostrando evidencia de dificuldades de aderência dos modelos monetário e NATREX.

Paralelamente, e na base da análise realizada, sugere-se a importância do comportamento da taxa de juro na sinalização dos movimentos da taxa de câmbio, em especial no caso DEM/USD. Por outro lado, a existência de um diferencial de taxa de juro real de longo prazo favorável aos EUA a partir de meados de 1993 pode significar o início de um ciclo de endividamento americano, que conduz à apreciação da taxa de câmbio no curto/médio prazo, entretanto ocorrida no início de 1996. O efeito de longo prazo depende da origem do endividamento que, de acordo com a avaliação efectuada, se refere ao financiamento do investimento e condiciona a evolução futura da taxa de câmbio.

ANEXOS

ANEXO 1

REPRESENTAÇÃO DAS SÉRIES INTEGRANTES DO MODELO MONETÁRIO

Gráfico A 1.1- Taxas de Câmbio - Séries LSG e LSJ (escala da direita)

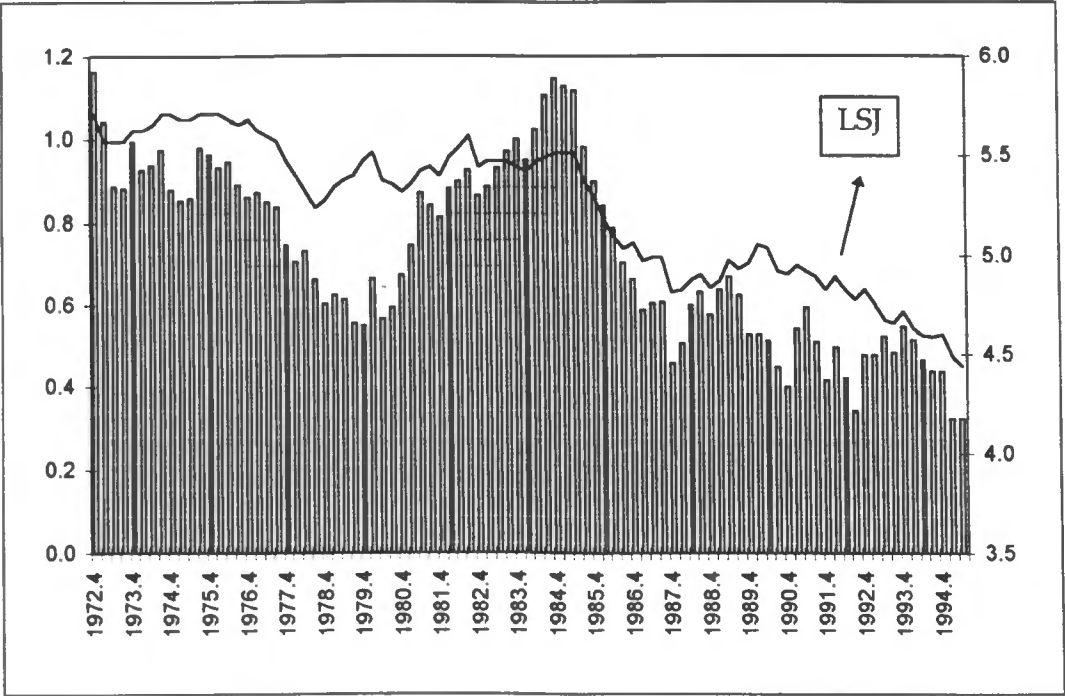


Gráfico A 1.2- Massa Monetária - Séries LMU, LMG e LMJ

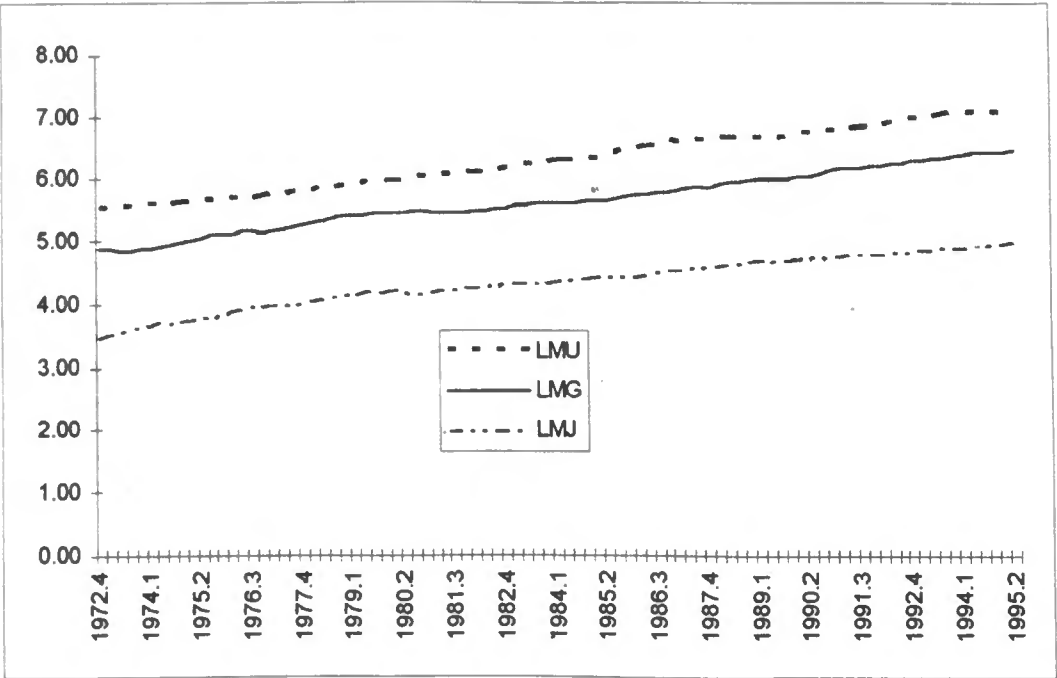




Gráfico A 1.3- Índice de Produção Industrial - Séries LYU, LYG e LYJ

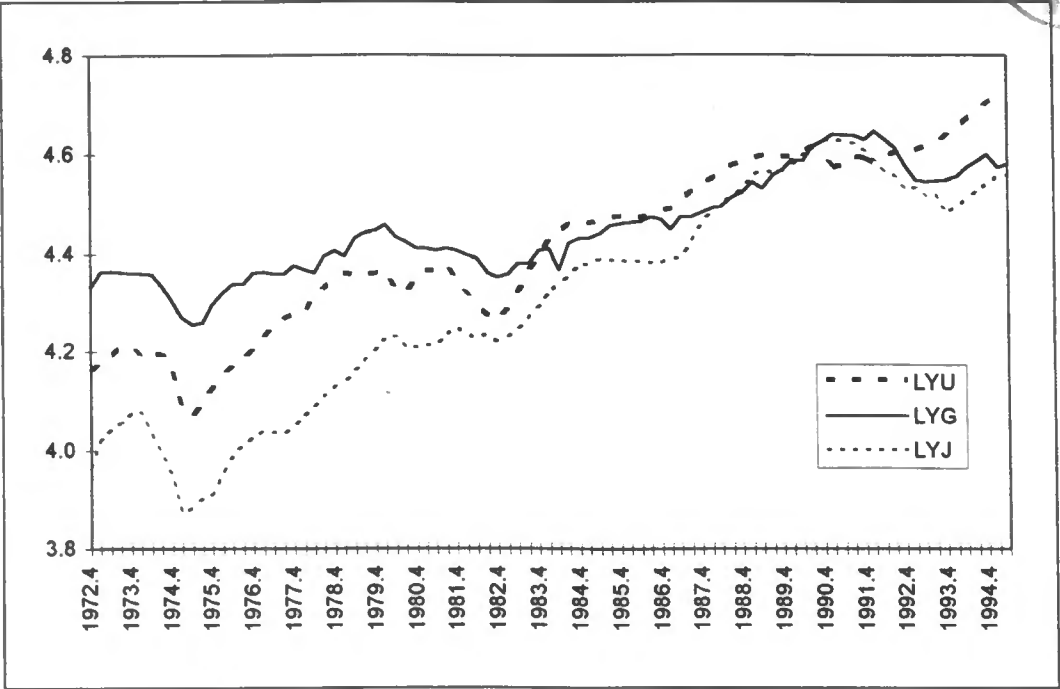


Gráfico A 1.4- Taxas de Juro de Longo Prazo - Séries ILU, ILG e ILJ

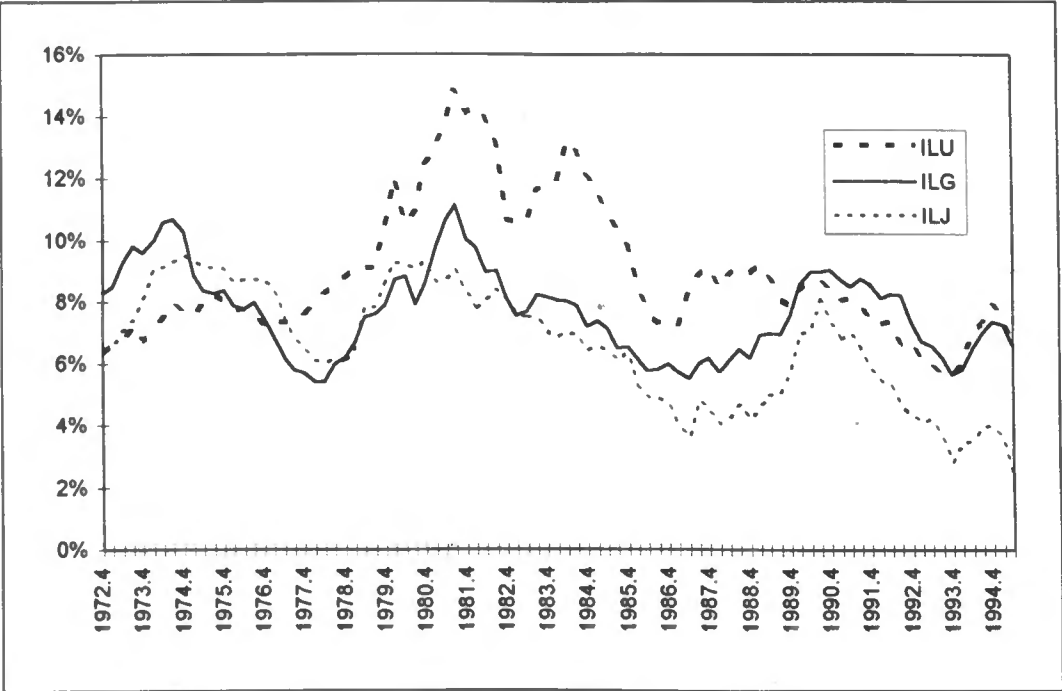
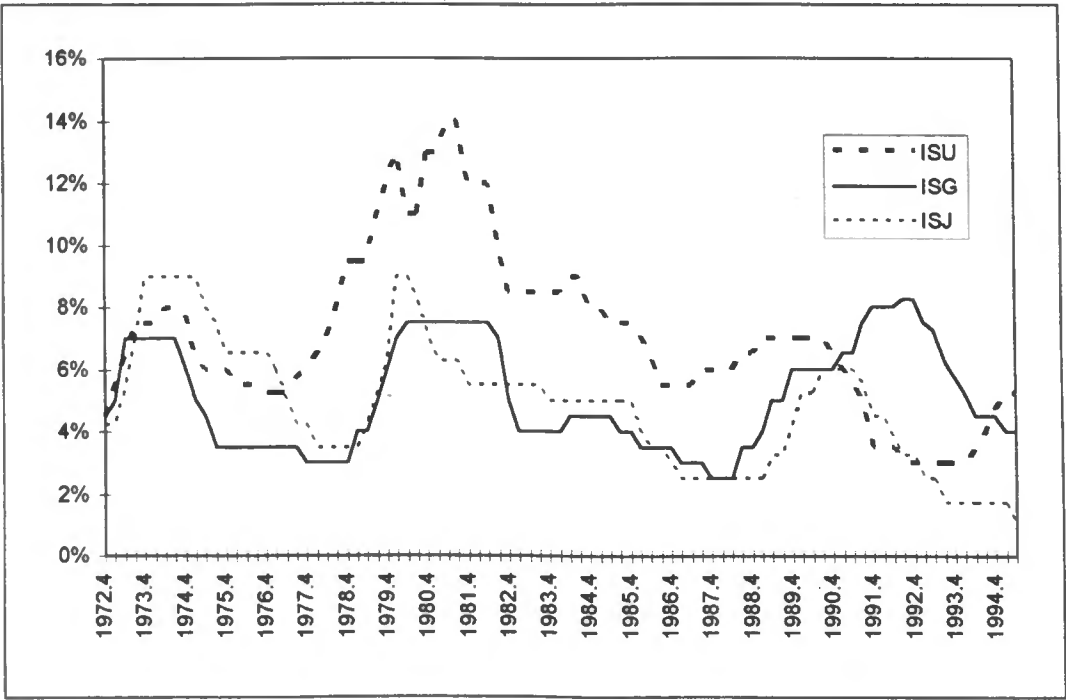


Gráfico A 1.5- Taxas de Juro de Curto Prazo - Séries ISU, ISG e ISJ



ANEXO 2

REPRESENTAÇÃO DAS SÉRIES INTEGRANTES DO MODELO NATREX

Gráfico A 2.1- Índice de Taxa de Câmbio Real - Série LISR

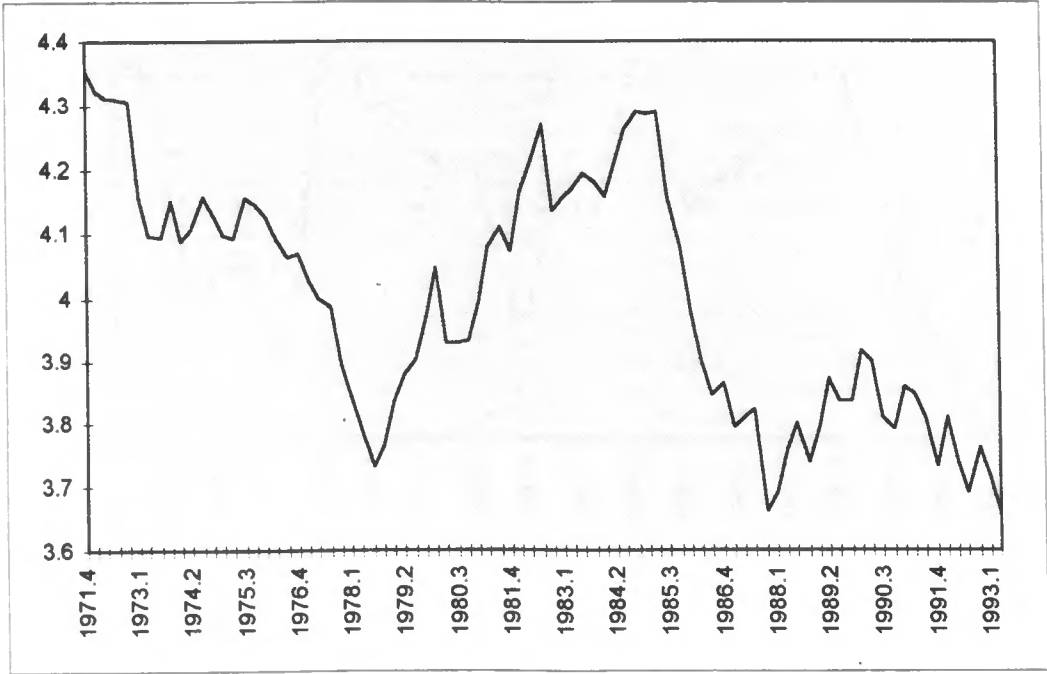


Gráfico A 2.2- Indicadores de Consumo Social - Séries LCSU e LCSF

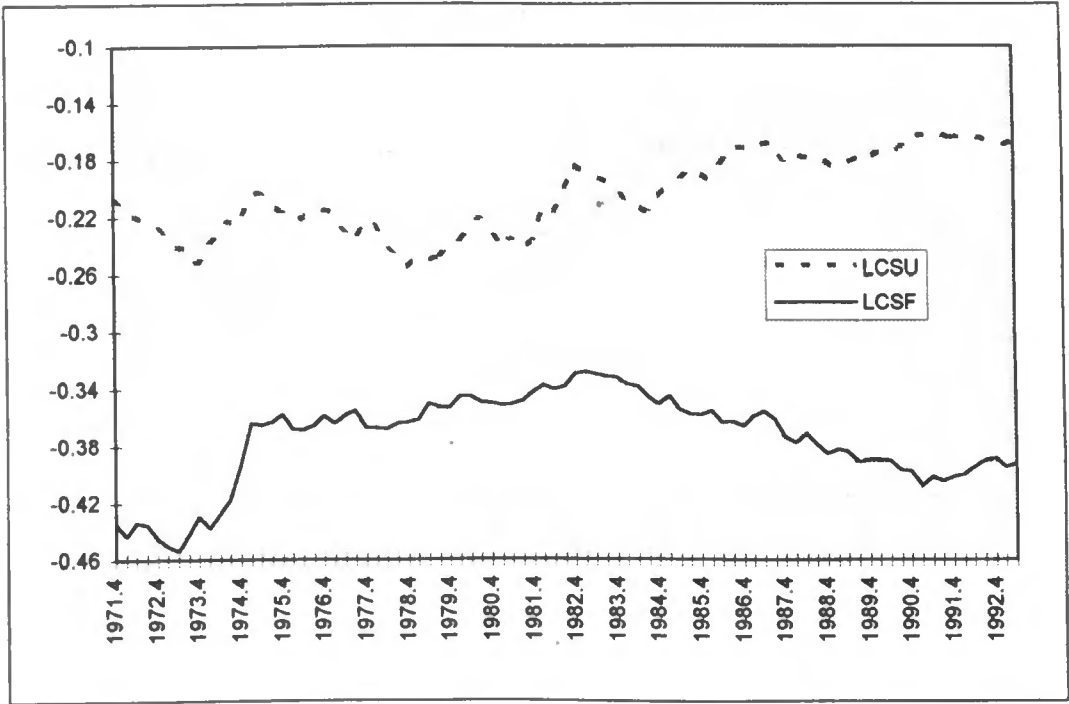


Gráfico A 2.3- Indicadores de Produtividade - Séries TPRU e TPRF

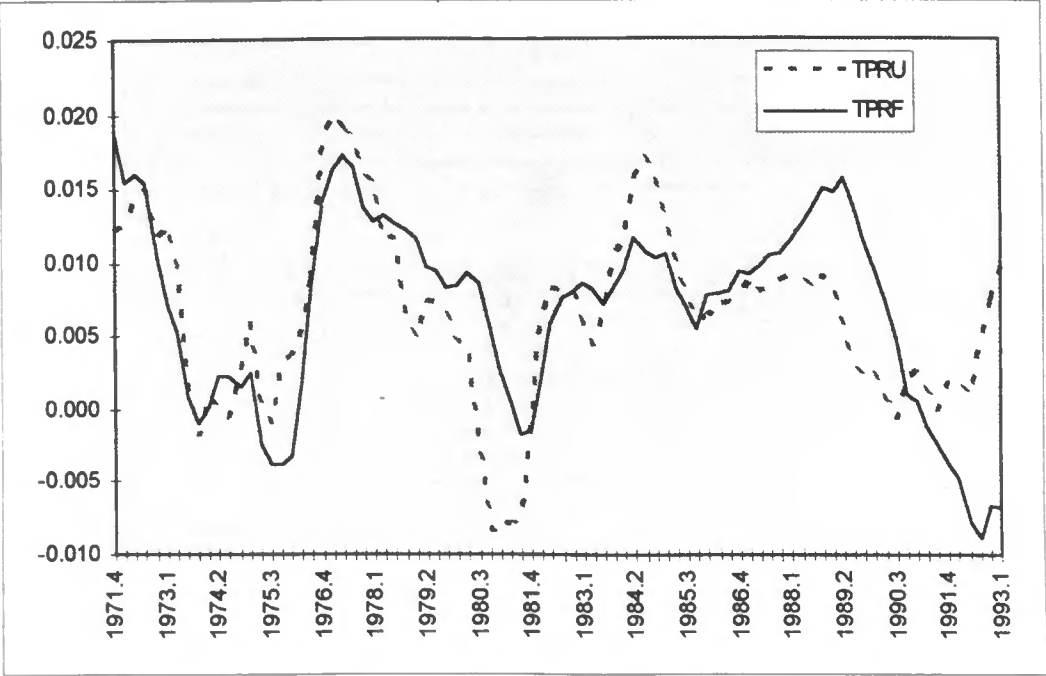


Gráfico A 2.4- Taxas de Crescimento Real do PNB - Séries TYRU e TYRF

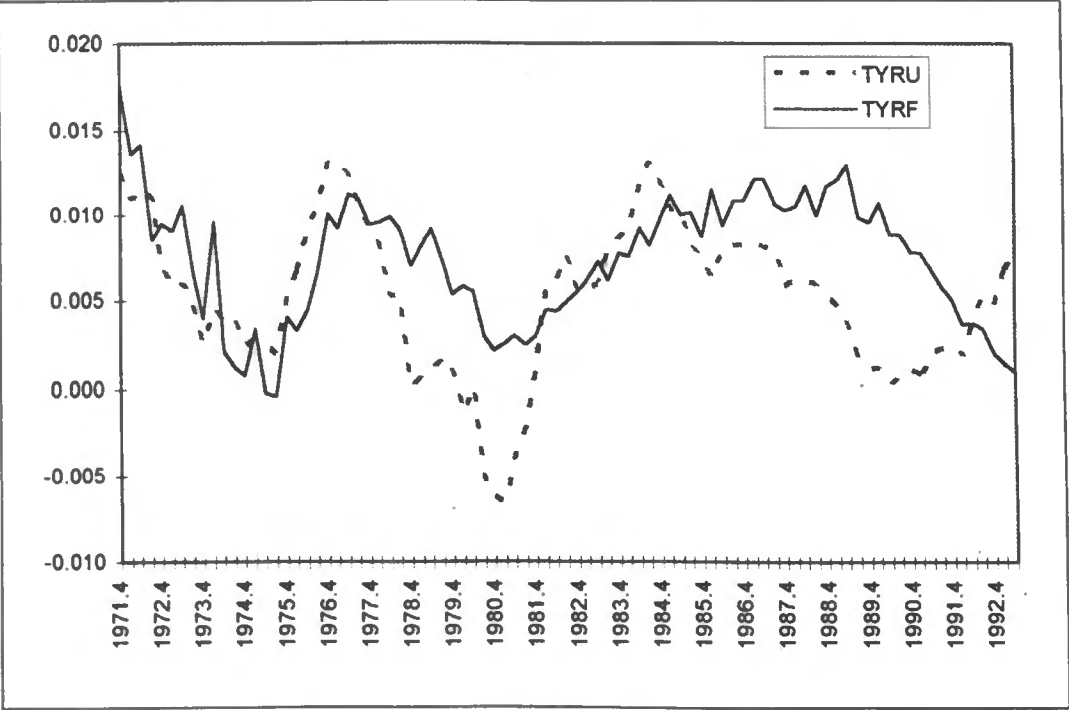


Gráfico A 2.5- Diferencial de Taxa de Juro Real de Longo Prazo

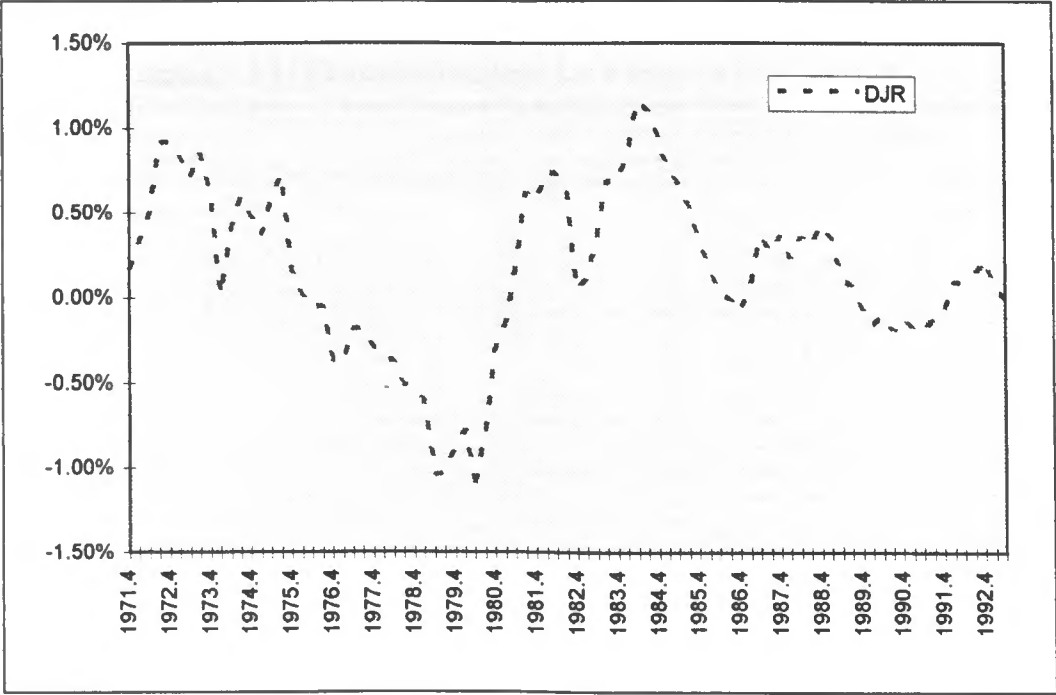
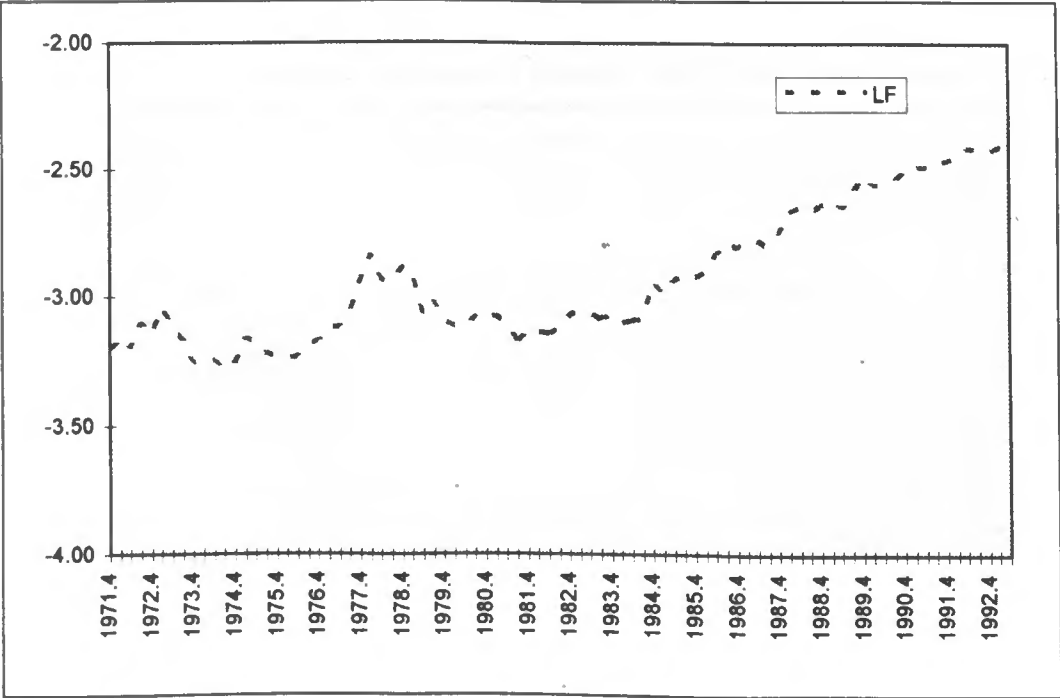


Gráfico A 2.6- Peso do Endividamento Internacional no PNB



ANEXO 3

REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DOS RESULTADOS DO MÉTODO DOS MINIMOS
QUADRADOS RECURSIVO - MODELO MONETÁRIO DEM/USD

Figura A 3.1 - Parâmetro Estimado C e Bandas de Desvio-Padrão

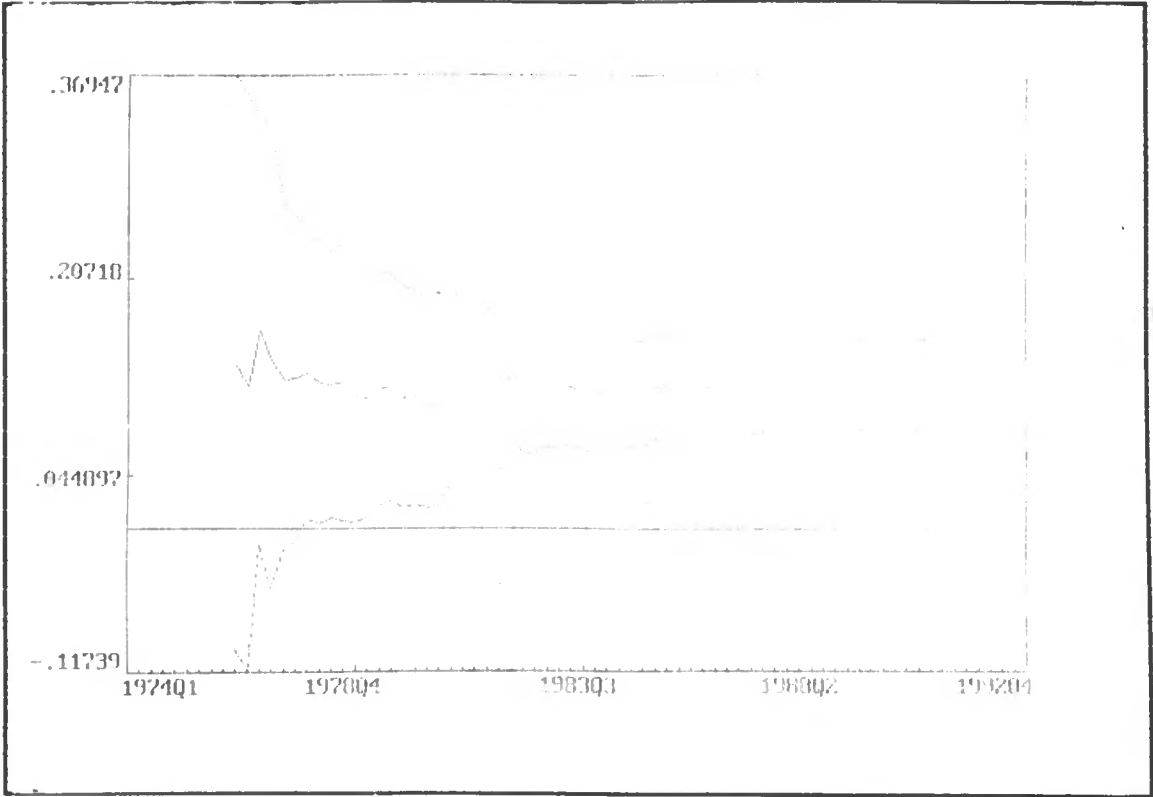


Figura A 3.2 - Parâmetro Estimado Δ LSG(-2) e Bandas de Desvio-Padrão

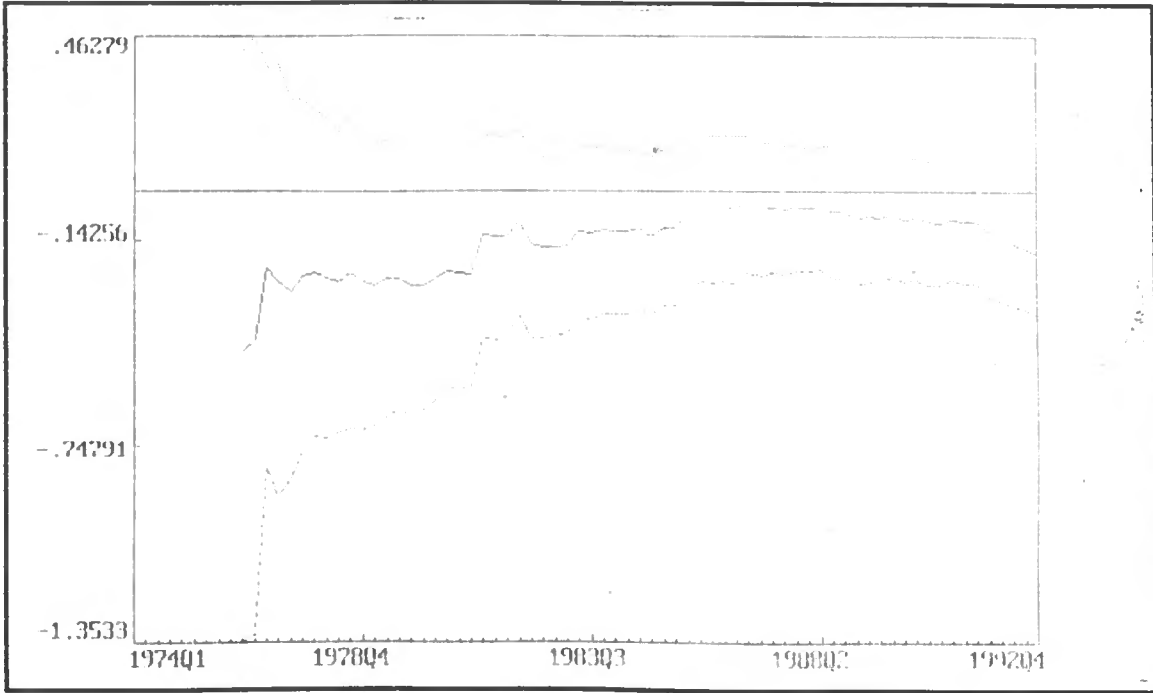


Figura A 3.3 - Parâmetro Estimado $\Delta \text{LYG}(-4)$ e Bandas de Desvio-Padrão

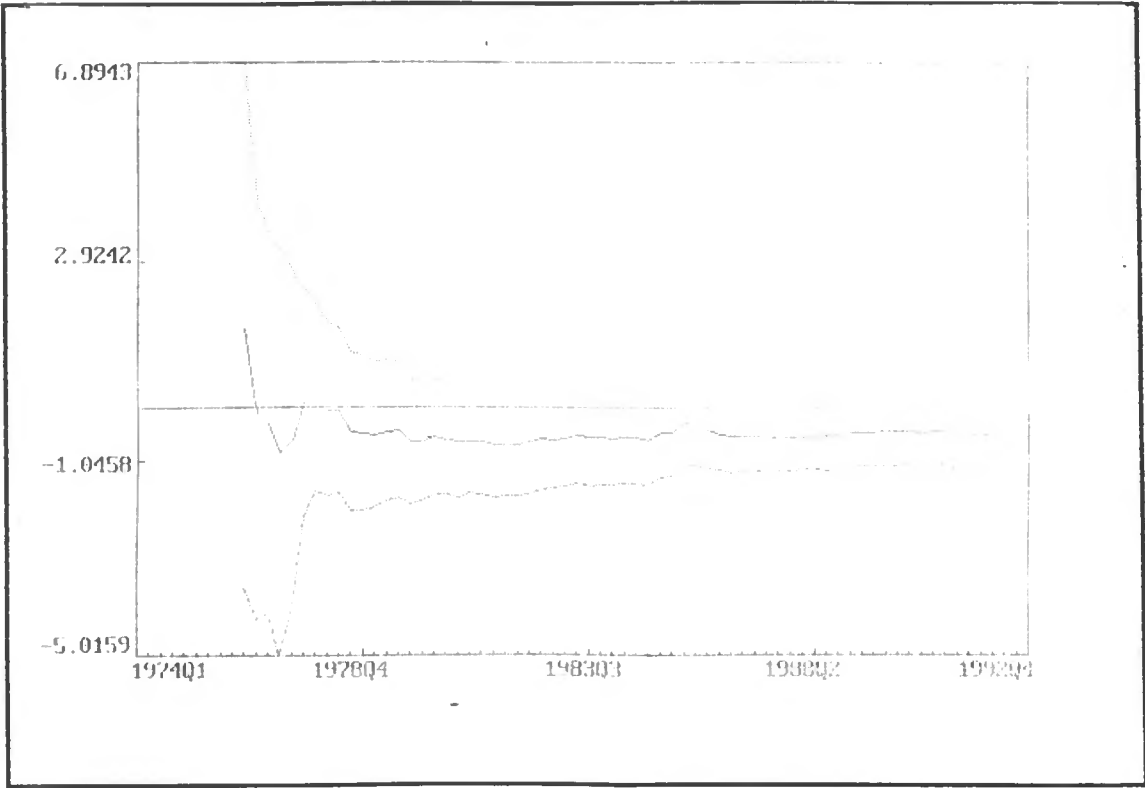


Figura A 3.4 - Parâmetro Estimado ΔLYU e Bandas de Desvio-Padrão

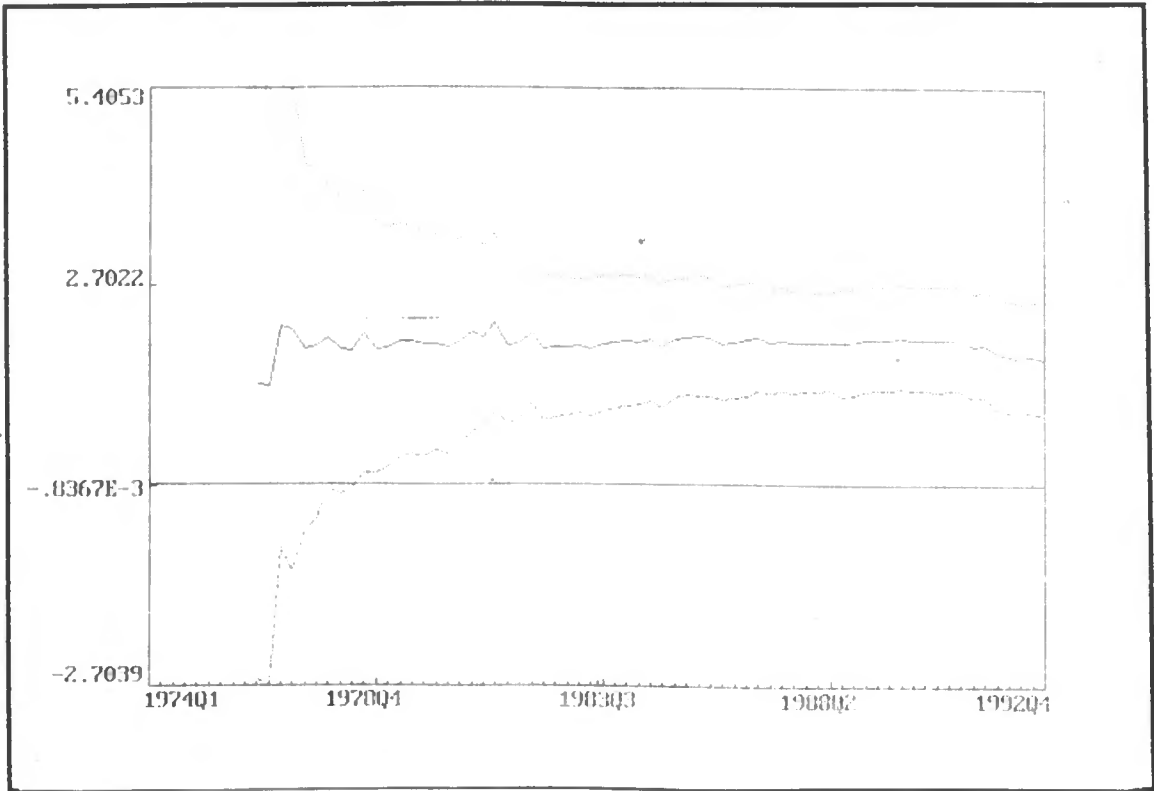


Figura A 3.5 - Parâmetro Estimado $\Delta ILG(-1)$ e Bandas de Desvio-Padrão

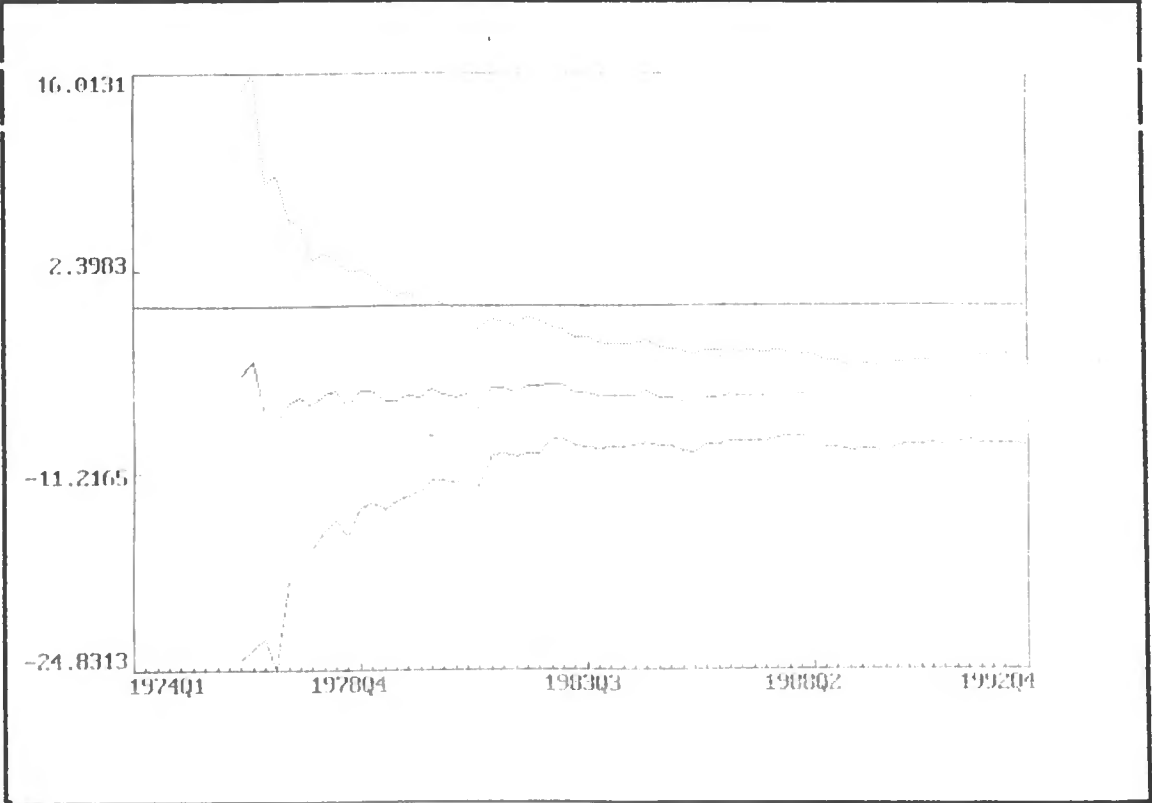


Figura A 3.6 - Parâmetro Estimado $\Delta ILG(-2)$ e Bandas de Desvio-Padrão

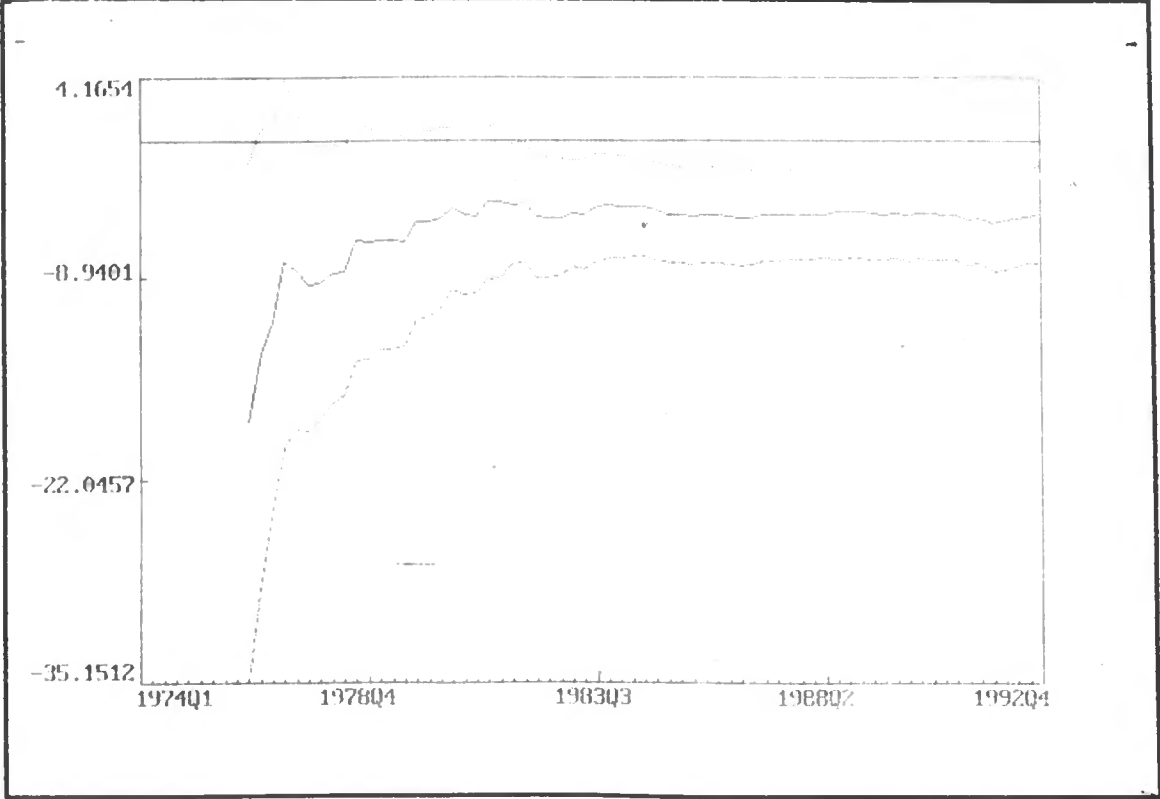


Figura A 3.7 - Parâmetro Estimado $\Delta ISU(-4)$ e Bandas de Desvio-Padrão

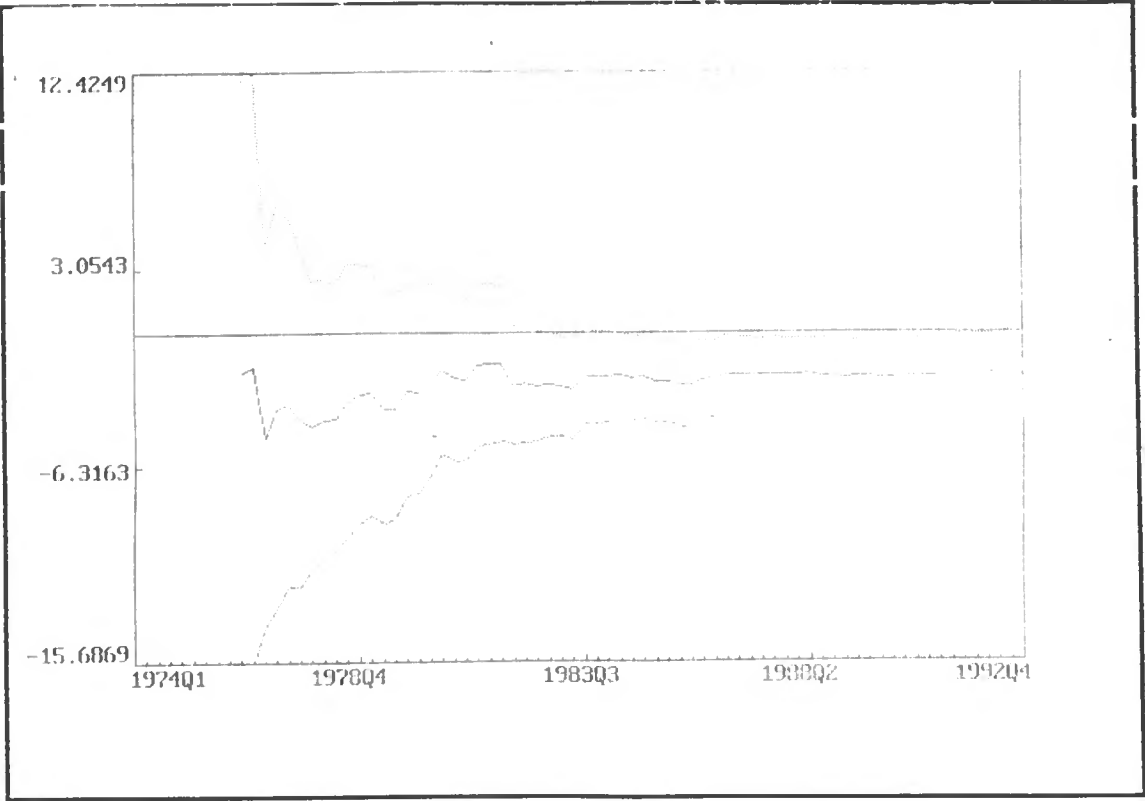
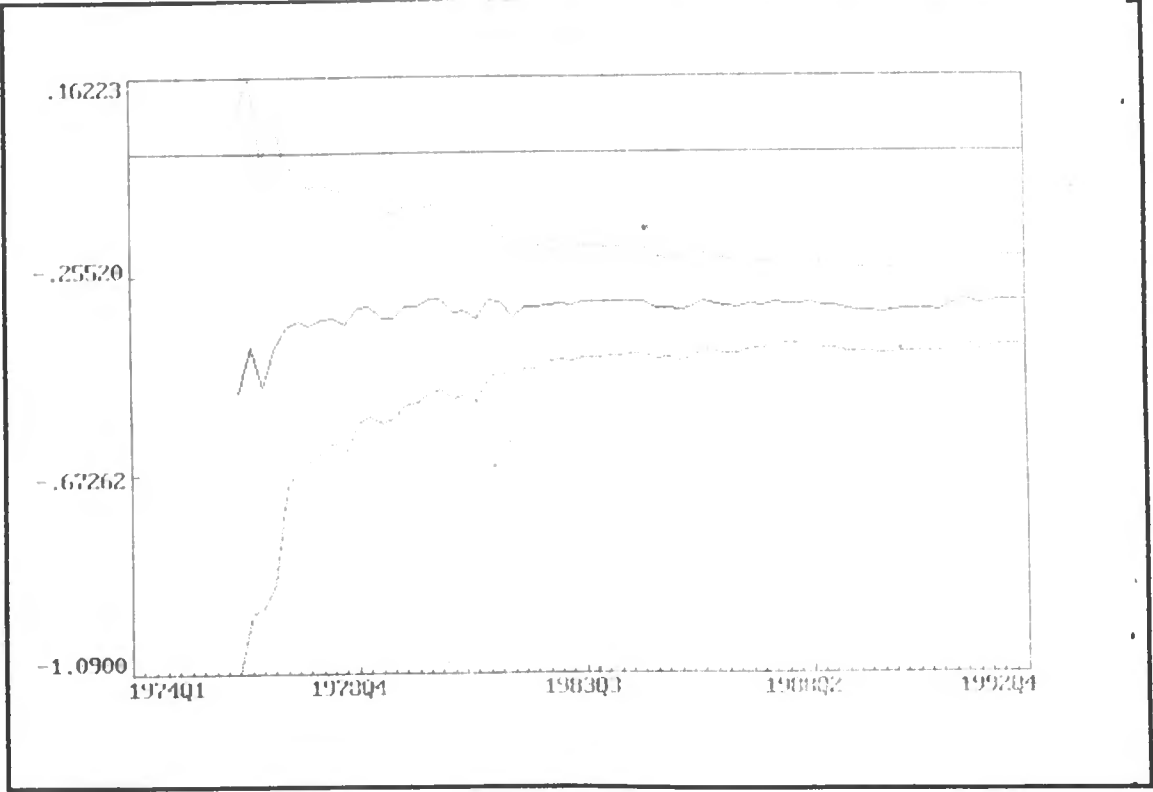


Figura A 3.8 - Parâmetro Estimado MCE(-1) e Bandas de Desvio-Padrão



ANEXO 4

REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DOS RESULTADOS DO MÉTODO DOS MÍNIMOS
QUADRADOS RECURSIVO - MODELO MONETÁRIO JPY/USD

Figura A 4.1 - Parâmetro Estimado Δ ILU e Bandas de Desvio-Padrão

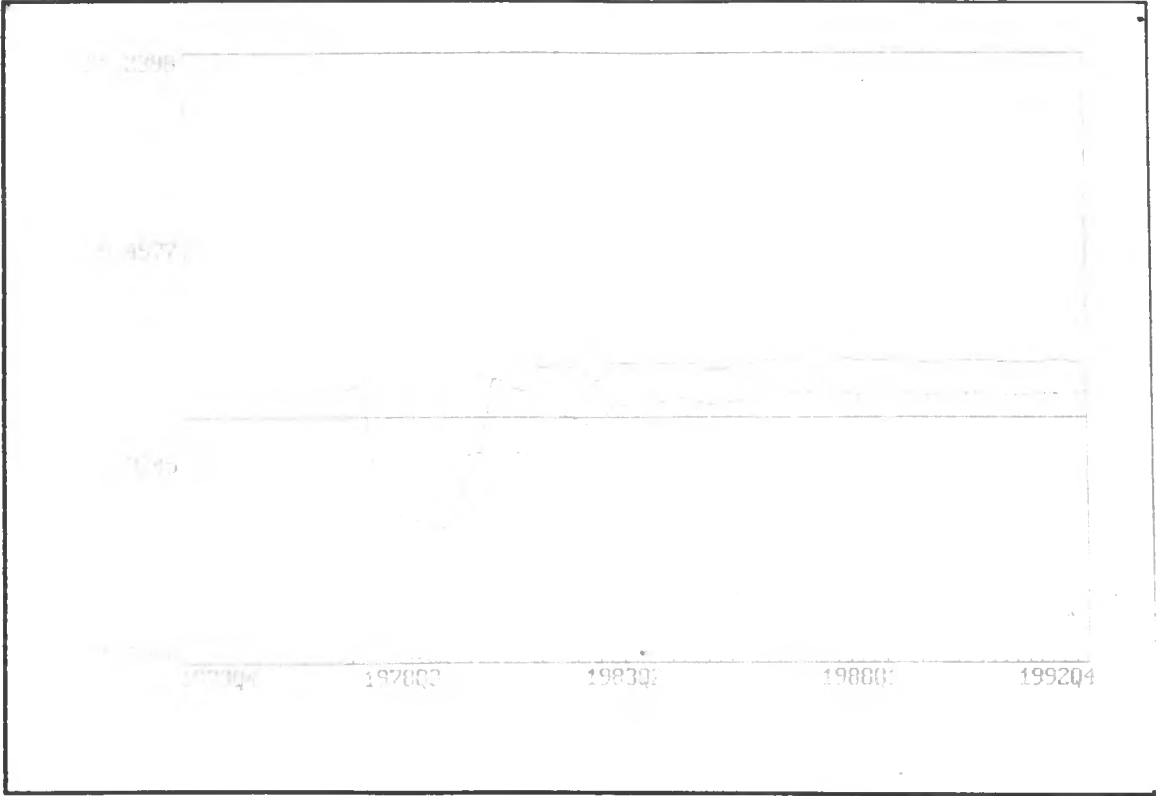


Figura A 4.2 - Parâmetro Estimado $\Delta ILU(-4)$ e Bandas de Desvio-Padrão

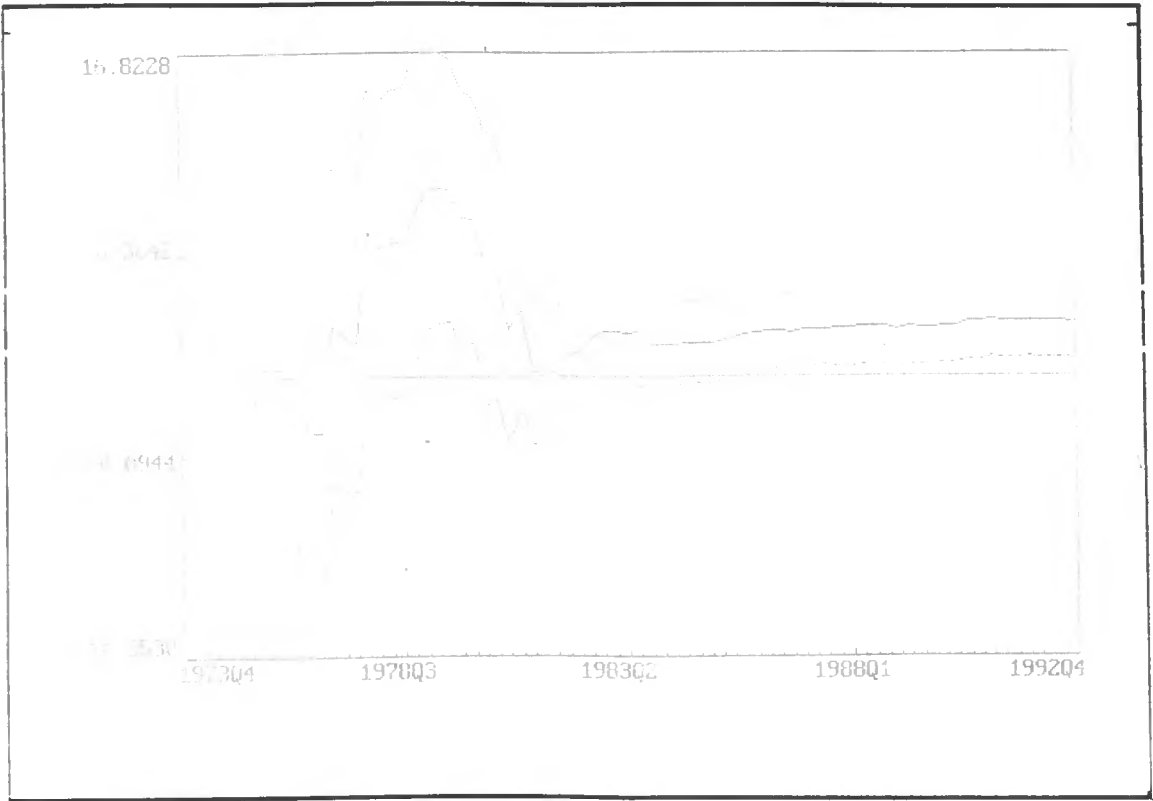


Figura A 4.3 - Parâmetro Estimado ΔISJ e Bandas de Desvio-Padrão

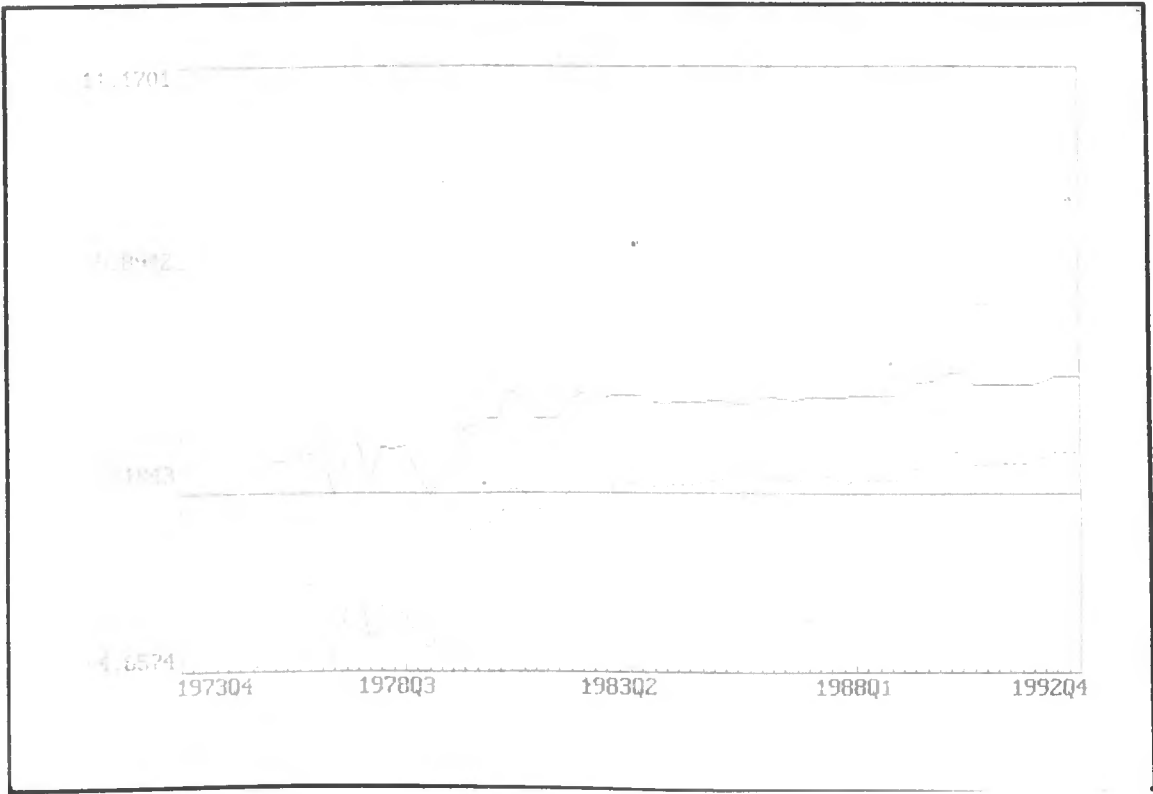


Figura A 4.4 - Parâmetro Estimado $\Delta ISU(-1)$ e Bandas de Desvio-Padrão

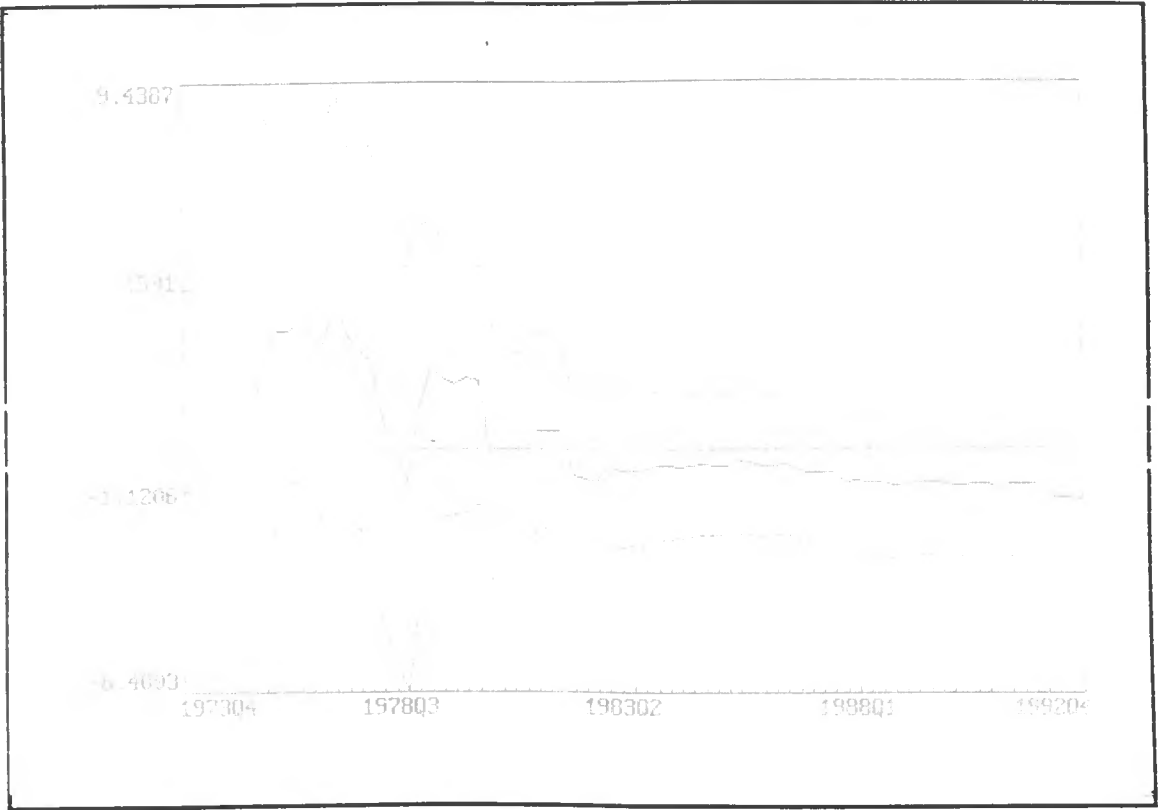
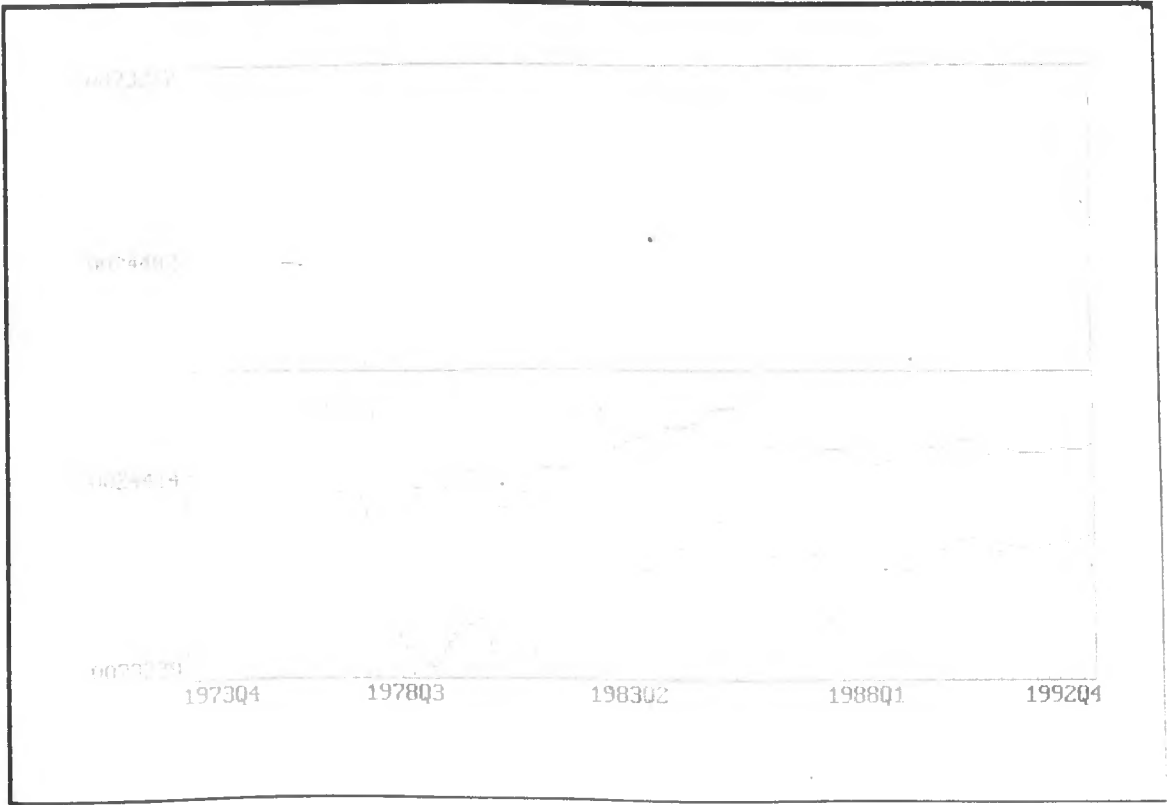


Figura A 4.5 - Parâmetro Estimado MCE(-1) e Bandas de Desvio-Padrão



ANEXO 5

REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DOS RESULTADOS DO MÉTODO DOS MINIMOS
QUADRADOS RECURSIVO - MODELO NATREX

Figura A 5.1 - Parâmetro Estimado C e Bandas de Desvio-Padrão

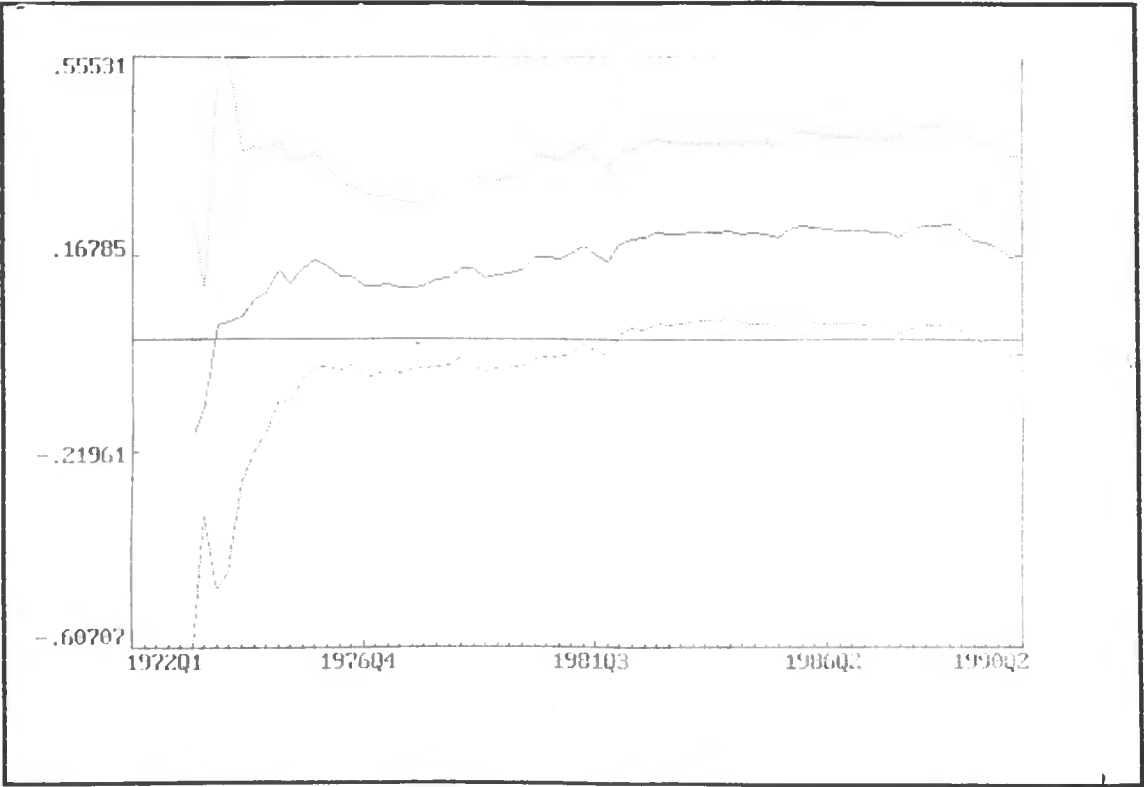


Figura A 5.2 - Parâmetro Estimado ΔJR e Bandas de Desvio-Padrão

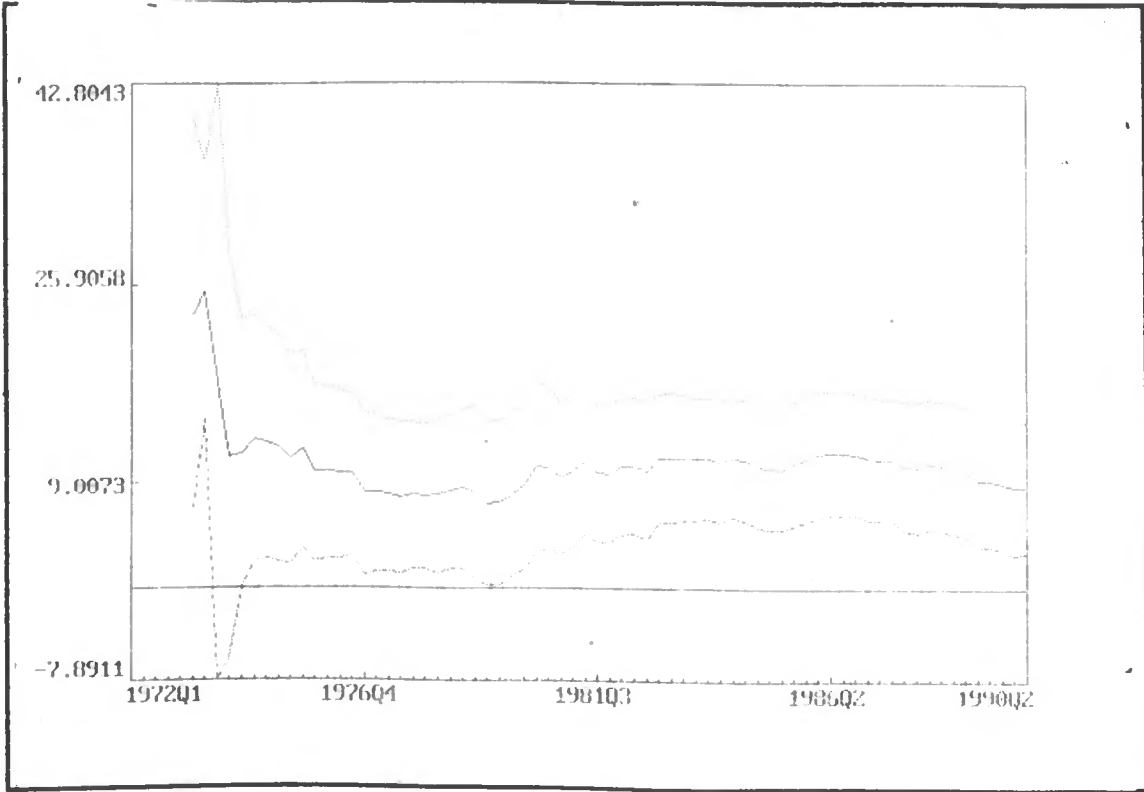


Figura A 5.3 - Parâmetro Estimado LF e Bandas de Desvio-Padrão

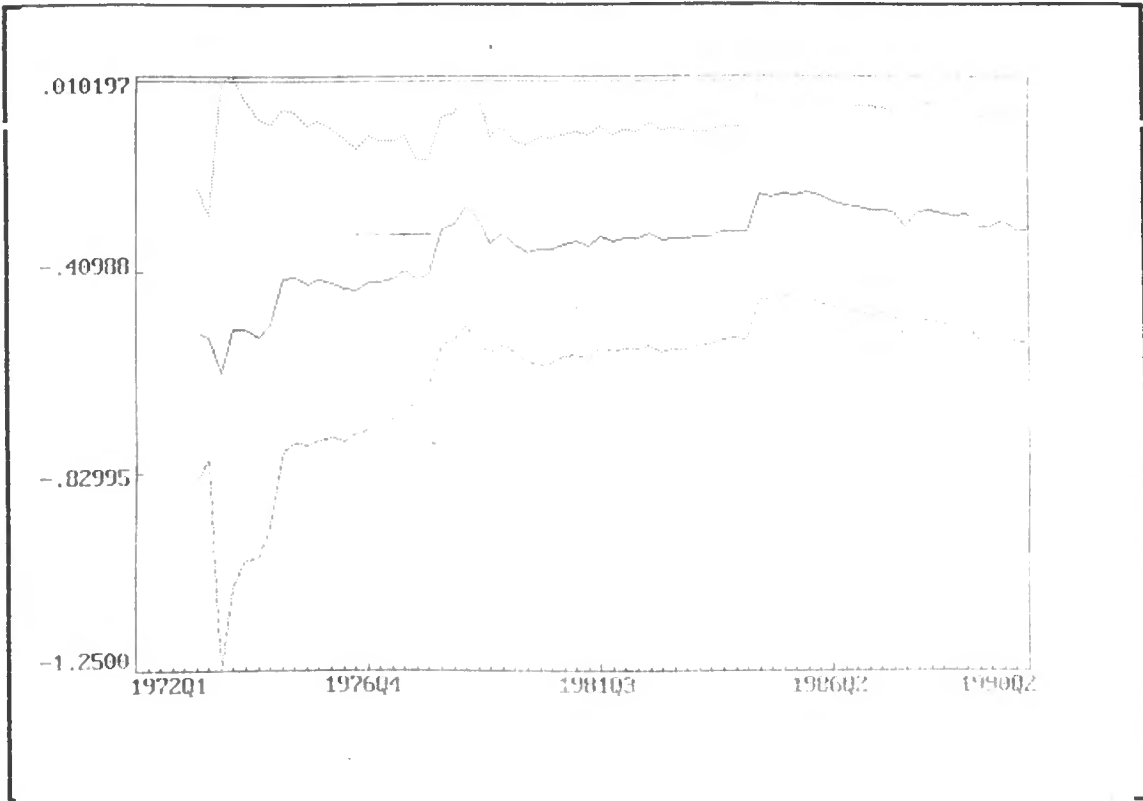
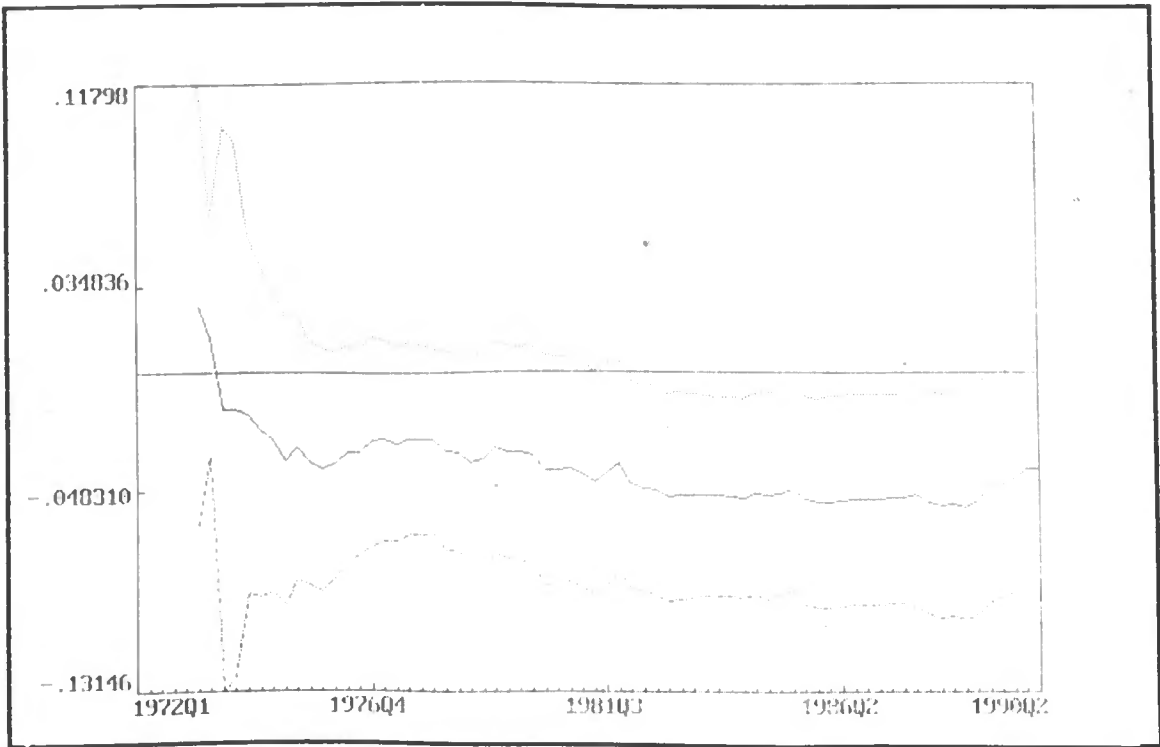


Figura A 5.4 - Parâmetro Estimado MCE(-1) e Bandas de Desvio-Padrão



Bibliografia

ADAM (M.), SZAFARZ (A.) 1992, "Speculative Bubbles and Financial Markets", *Oxford Economic Papers*, 44, pp. 626-40.

AKAIKE (H.) 1981, "Likelihood of a Model and Information Criteria", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 3-14.

ALEXANDER (S.) 1961, "Devaluation Versus Import Restrictions as a Means for Improving Foreign Trade Balances", *IMF Staff Papers*, April, pp. 379-96.

ALLEN (P.), STEIN (J.) 1989, "The Dynamics of the Real Exchange Rate, Capital Intensity and Foreign Debt", *W.P.*, Brown University.

ALLEN (H.), TAYLOR (M.) 1990, "Charts, Noise and Fundamentals in the Foreign Exchange Market", *Economics Journal*, Mar, 100 (400), pp. 49-59.

BAILLIE (R.), SELOVER (D.) 1987, "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination", *International Journal of Forecasting*, Vol. 3, pp. 43-51.

BERA (A.), JARQUE (C.) 1981, "An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *W.P. in Econometrics*, n°40, Australian National University, Canberra.

BILSON (D.) 1981, "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis", *Journal of Business*, Vol. 54, pp. 435-51.



BLANCHARD (O.) 1979, "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations", *Economics Letters*, 3, pp. 387-89.

BLANCHARD (O.), WATSON (M.) 1982, "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets", NBER, WP n° 945.

BRANSON (W.) 1984, "Exchange Rate Policy After a Decade of Floating" in *Exchange Rate Theory and Practice*, ed. by Bilson and Marston, University of Chicago Press.

BREUSCH (T.), PAGAN (A.) 1980, "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics" *Review of Economic Studies*, 47, pp. 239-53.

CAMPBELL (J.), PERRON (P.) 1991, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots" in NBER, *Macroeconomics Annual 1991*, Cambridge, MIT Press.

CHOW (G.) 1960, "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28, pp. 591-605.

DAVIDSON (J.) 1985, "Econometric Modelling of the Sterling Effective Exchange Rate", *Review of Economic Studies*, 211, pp. 231-40.

DICKEY (D.), FULLER (W.) 1979, "Distribution of the Estimators in Autoregressive Time Series with Unit Roots", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-31.

DICKEY (D.), FULLER (W.) 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Roots", *Econometrica*, 49, pp. 1057-72.

DOMINGUEZ (K.) 1986, "Are Foreign Exchange Forecasts Rational? New Evidence from Survey Data", *Economics Letters*, 21 (3), pp. 277-81.

DOMOWITZ (I.), HAKKIO (C.) 1985, "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Economics*, 19, pp. 47-66.

DORNBUSCH (R.) 1976, "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, December, 84 (6), pp.1161-76.

EICHENBAUM (M.), EVANS (C.) 1993, "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates", NBER W.P. n°4271.

ENGLE (R.), GRANGER (C.) 1987, "Cointegration and Error Correction Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-75.

EVANS (G.) 1986, "A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rate: 1981-84", *The American Economic Review*, Vol n° 4, September.

FAMA (E.) 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.

FAMA (E.) 1984, "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 319-28.

FLEMING (J.) 1962, "Domestic Financial Policies under Fixed and Flexible Exchange Rates", *I.M.F. Staff Papers*, Nov, 9 (4), pp. 369-80.

FRANKEL (J.) 1979, "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *American Economic Review*, Vol. 69, September, pp. 610-22.

FRANKEL (J.) 1982, "In Search of the Exchange Risk Premium: a Six-Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization", *Journal of International Money and Finance*, 1, December, pp. 255-74.

FRANKEL (J.), FROOT (K.) 1986, "Under the US Dollar in the Eighties: the Expectations of Chartists and Fundamentalists", *Economic Record*, Special Issue, pp. 24-38.

FRANKEL (J.), FROOT (K.) 1989, "Interpreting Tests of Forward Discount Bias Using Survey Data on Exchange Rate Expectations", *Quarterly Journal of Economics*, 104, pp. 89-96.

FRANKEL (J.), FROOT (K.) 1990, "Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars", in *Policy Issues for Interdependent Economies*, ed. by Courakis and Taylor, Oxford: Oxford University Press.

FRENKEL (J.) 1976, "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, Mar 78 (2), pp. 200-24.

FRIEDMAN (F.) 1953, "The Case for Flexible Exchange Rates", in *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago.

GIOVANNINI (A.), JORION (P.) 1989, "The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets", *Journal of Finance*, June, 44 (2), pp. 307-25.

GODFREY (L.) 1978, "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46, pp. 1293-302.

GRANGER (C.) 1986, "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-28.

HANSEN (L.), RICHARD (S.) 1984, "A General Approach for Deducting Restrictions Implied by Asset Pricing Models", *Mimeo*, University of Chicago.

HODRICK (R.), SRIVASTAVA (S.) 1986, "The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Rates", *Journal of International Money and Finance*, 5, pp. 5-22.

JOHANSEN (S.) 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Dynamics and Control*, Vol. 12, June/September.

LINDERBERG (H.), SODERLIND (P.) 1991, "Testing the Basic Target Zone Model on Swedish Data", *Institute for International Economic Studies*, paper 488, Stockholm.

LUCAS (R.) 1982, "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World", *Journal of Monetary Economics*, Nov, 10 (3), pp. 335-59.

KEARNEY (C.), Mac DONALD (R.) 1988, "Asset Markets, the Current Account and Exchange Rate Determination: an Empirical Analysis of the Sterling/Dollar Exchange Rate", *Australian Economic Papers*, 42, December, (1) pp. 213-32.

KRASKER (W.) 1980, "The Peso-Problem in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, April, 6, pp. 269-76.

KOURI (P.) 1976, "The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run: a Monetary Approach", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, N°2, pp. 280-304.

KRUGMAN (P.) 1988, "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", NBER, W.P. 2481, Cambridge, MA.

MacDONALD (R.), TAYLOR (M.) 1992, "Exchange Rate Economics: a Survey", *IMF Staff Papers*, March, 39 (1) pp. 1-57.

MacDONALD (R.), TAYLOR (M.) 1993, "The Monetary Approach to the Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, March, 40 (1) pp. 89-105.

MacDONALD (R.), TAYLOR (M.) 1994, "The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short Run Dynamics and How to Beat a Random Walk", *Journal of International Money and Finance*, 13 (3) pp. 276-90.

MacNOWN (R.), WALLACE (M.) 1989, "Co-Integration Tests for Long-Run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model", *Economics Letters*, Vol. 31, pp. 263-67.

MANKIW (N.), SUMMERS (L.) 1984, "Do Long-Term Interest Rates Over-React to Short-Term Interest Rates?", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 223-47.

MARRIS (S.) 1985, *Deficits and the Dollar: the World Economy at Risk*, Institute for International Economics, December.

MEADE (J.) 1951, *The Balance of Payments*, Oxford University Press, Oxford.

MEESE (R.), ROGOFF (K.) 1983, "Empirical Exchange Rates Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.

MUNDELL (R.) 1963, "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Canadian Journal and Economics and Political Science*, Nov., 29 (4), pp. 475-85.

MUSSA (M.) 1976, "The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy Under a Regime of Controlled Floating", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, N°2, pp. 229-48.

MUSSA (M.) 1979, "Macroeconomic Interdependence and Exchange Rate Regime" in *International Economic Policy: Theory and Evidence*, ed. by Dornbusch and Frenkel, Baltimore, MD: John Hopkins University Press.

NURKSE (R.) 1945, *International Currency Experince: Lessons of the Interwar Period*, League of Nations, Geneva.

PITTIS (N.) 1993, "On Exchange Rate of the Dollar: Market Fundamentals Versus Speculative Bubbles", *The Manchester School*, Vol. LXI N° 2, pp. 167-84.

POOLE (W.) 1967, "Speculative Prices as Random Walks: An Analysis of Ten Time Series of Flexible Exchange Rates", *Southern Economic Journal*, April, 33 (2), pp. 468-78.



RAMSEY (J.) 1969, "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, pp. 350-71.

ROSE (A.), SVENSSON (L.) 1991, "Expected and Predicted Realignments: the FF/DM Exchange Rate During the EMS", *Institute for International Economic Studies*, paper 485, Stockholm.

SARANTIS (N.) 1994, "The Monetary Exchange Rate Model in the Long-Run: An Empirical Investigation", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 130, Heft 4, pp. 698-711.

STEIN (J.) 1990, "The Real Exchange Rate", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, n° 5, November, pp. 1045-78.

STEIN (J.) 1993, "The Natural Real Exchange Rate of US Dollar and Determinants of Capital Flows" in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.

STOCKMAN (A.) 1980, "A Theory of Exchange Rate Determination", *Journal of Political Economy*, Aug, 88(4), pp.673-98.

SWEENEY (A.) 1986, "Beating the Foreign Exchange Market", *Journal of Finance*, 41, pp. 163-82.

TAKAGI (S.) 1990, "Exchange Rate Expectations: A Survey of Survey Studies", *IMF Staff Papers*, Mar, 38 (1) pp.156-83.



TAYLOR (M.) 1988, "A DYMIMIC Model of Forward Exchange Risk, with Estimates for Three Major Exchange Rates", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 56, pp.1369-82.

TAYLOR (M.) 1989, "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence", *Economic Journal*, 99, June, pp. 376-91.